

Journal of Insurance and Finance

보험금융연구

2021년 2월 제32권 제1호 · 통권 제102호

Consortium Blockchain Utilization in Insurance Industry and Legal Issues: Focusing on Monopoly Regulation and Fair Trade Act

Chang-Kyu Lee

A Study on Satisfaction Level of Reverse Mortgage Users to Activate the Reverse Mortgage

Kyungjin Choi · Heuiju Chun

Implementation of International Financial Reporting Standards and Hybrid Bond Issues: The Cases of Life and Non-life Insurance Companies

Doojin Ryu · Jinyoung Yu

The Effect of Receiving a Public Pension on Health Behaviors

Daehwan Kim · Jungchul Kang

컨소시엄 블록체인의 보험산업에의 활용과 법적 문제:
공정거래법 위반 행위를 중심으로

이창규

주택연금 활성화를 위한 주택연금 이용자의
만족도 연구

최경진 · 전희주

국제회계기준 도입과 신종자본증권 발행:
생명보험사와 손해보험사를 중심으로

류두진 · 유진영

공적연금 수령이 건강 행태에 미치는 영향

김대환 · 강중철

컨소시엄 블록체인의 보험산업에의 활용과 법적 문제 : 공정거래법 위반 행위를 중심으로

Consortium Blockchain Utilization in Insurance Industry and Legal Issues : Focusing on Monopoly Regulation and Fair Trade Act

이 창 규*

Chang-Kyu Lee

보험산업에서의 블록체인의 도입은 여러 업체가 참여하는 컨소시엄을 구성하여 이루어졌다. 컨소시엄을 이루어 활용될 수 있는 블록체인 기술은 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」의 위반 여부를 검토할 필요가 있다. OECD는 “블록체인 기술과 경쟁 정책(Blockchain Technology and Competition Policy)”이라는 제목의 보고서를 발표하고, 블록체인 기술의 이용이 경쟁법상 가져올 수 있는 문제점을 이야기하였다. OECD는 컨소시엄 블록체인의 보험산업에서의 활용은 정보교환을 통한 공모행위와 시장지배적 지위의 남용행위와 같은 공정거래를 침해하는 행위가 발생할 수 있다고 하였다. 그래서 컨소시엄 블록체인의 보험산업에서의 활용을 위한 제도적 기반 구축이 필요하다. 이에 기술과 산업의 특성에 기초하여 법제도적 근거를 마련해야 할 것이다.

국문 색인어: 컨소시엄 블록체인, 보험, 독점규제 및 공정거래에 관한 법률, 반경쟁행위, 시장지배적 지위 남용

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B130320

* 미래전파공학연구소 책임연구원, 법학박사, 기술거래사(cklcode@gmail.com), 제1저자
논문 투고일: 2020. 1. 30, 논문 최종 수정일: 2020. 8. 17, 논문 게재 확정일: 2021. 2. 18

I. 서론

주지하다시피 블록체인(block chain) 기술은 블록이라고 하는 소규모 데이터들이 P2P 방식을 기반으로 생성된 체인 형태의 연결고리를 바탕으로 한 분산 데이터 저장 환경을 기초로 누구라도 임의로 수정할 수 없고, 누구든지 변경의 결과를 열람할 수 있는 분산 컴퓨팅 기술기반의 원장관리 기술이다(유거승·김경훈 2018). 이러한 블록체인 기술은 정보를 분산관리 및 공유하는 방식이며, 2016년 8월 세계경제포럼(World Economic Forum: WEF)에서 10대 신기술 중 하나로 선정되는 등, 미래 사회의 모습을 변화시킬 수 있는 기술로 주목을 받고 있다(World Economic Forum 2018).

우리나라도 2020년에 많은 예산을 투입하여 관련 기술에 관한 개발사업을 진행예정이고, 블록체인 기술을 활용하여 금융기관이 합동해 공동의 본인확인 절차, 자금세탁 및 테러자금의 조달 방지를 위한 공동 인프라를 구축할 예정이다(과학기술정보통신부, 2019).¹⁾ 특히, 금융권이 블록체인 기술에 주목하는 점은 분산된 참가자(node)에 의한 임의조작이 불가능한 기능이다. 현재 블록체인 기술의 대부분은 암호화폐(cryptocurrency) 거래에 사용되고 있다(유거승·김경훈 2018).

보험산업에서의 블록체인의 도입을 위한 실증시험은 여러 업체가 참여하는 컨소시엄으로 구성되어 진행되었다. 다시 말해, 블록에 저장되는 정보를 참가자가 공유함으로써 비즈니스 프로세스의 간소화·신속화·자동화 등을 도모하기 위한 협업이 진행되었다(김현수·권혁준 2018; 맹수석 2019). 이같이 보험산업에서의 블록체인 기술의 활용은 여러 보험회사가 컨소시엄을 구성하여, 블록체인 안에서 본인확인 절차 등을 진행하게 되어 보험사기 행위 등을 사전에 방지할 수 있을 것으로 판단된다.

다만 인류를 풍요롭게 할 수 있는 혁신적 과학기술을 상용화하기 위해선 기술적으로 발생할 수 있는 위험을 고민하여, 사전예방책을 마련하는 것이 필요하다. 블록체인 기술로 발생할 수 있는 위험에 대한 선행연구는 이 기술을 활용하는 업종에 따라 활용하고 있는

1) 과학기술정보통신부 2020년 예산안에 따르면 블록체인 융합기술개발 예산이 2019년 117억 원에서 2020년 161억 원으로 약 38% 증가했다. 이와 함께 과기부는 2020년부터 2026년까지 총 7년간 자체 블록체인 기술개발 사업을 계획하고 있다. 예산 규모만 총 5600억 원에 달한다.

개인정보의 유출 및 남용을 규제하기 위한 「개인정보 보호법」의 적용 방안에 관한 논의가 있었다(이대희 2018; 최용혁·권형영 2018). 그러나 컨소시엄을 이루어 활용될 수 있는 블록체인 기술은 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」(이하 “공정거래법”으로 지칭함) 위배 여부를 검토할 필요가 있으며, 이는 경제협력개발기구(Organization for Economic Co-operation and Development, 이하 “OECD”로 지칭함)를 중심으로 논의가 시작되었다. 가령, OECD는 2018년 4월 “블록체인 기술과 경쟁 정책(Blockchain Technology and Competition Policy)”이라는 제목의 보고서를 발표하고, 블록체인 기술의 이용이 경쟁법상 가져올 수 있는 문제점을 이야기하고 있다(OECD 2018).

그리하여 이 글에서는 컨소시엄 블록체인 보험의 이용이 공정거래법에서 문제가 될 수 있는 사항을 살펴보고, 이에 대한 해결방안을 고민해보고자 한다. 이를 위해 우선 컨소시엄 블록체인 개념을 알아보고자 한다(이하 “II. 1.”). 이어서 해외에서의 컨소시엄 블록체인 보험의 활용 현황을 알아보고자 한다(이하 “II. 2.”). 이후 컨소시엄 블록체인 보험의 공정거래법에서의 위배 여부를 검토한다. 이를 위해 OECD 보고서를 분석하고 컨소시엄 블록체인 보험에서의 공정거래를 해할 수 있는 행위를 알아본다(이하 “III. 1.”). 그리고 컨소시엄 블록체인 보험에서의 부정청구 등 방지제도의 도입방안을 검토한다(이하 “III. 2.”).

II. 컨소시엄 블록체인 보험의 개념과 해외 주요국의 현황

1. 컨소시엄 블록체인 보험의 개념

컨소시엄 블록체인(consortium blockchain)이란 같은 목적이나 가치를 가지고 있는 다수의 기업과 단체들이 하나의 컨소시엄을 구성하고 그 안에서 작동하도록 만든 블록체인이다(유거송·김경훈 2018). 예를 들어 리눅스 재단(Linux Foundation)이 주도하고, IBM 등이 참여한 하이퍼레저 패브릭(hyperledger fabric) 프로젝트가 있다. 넓은 의미에서 보자면, 컨소시엄 블록체인은 프라이빗 블록체인의 한 형태이지만, 이를 별도로 구별하여, 하이브리드 블록체인(hybrid blockchain)으로 분류하기도 한다(서영희 외 2017).

컨소시엄 블록체인은 프라이빗 블록체인(Private Blockchain)과 동일하게 승인이 필요한 블록체인이다. 다만 프라이빗 블록체인과 컨소시엄 블록체인의 가장 큰 차이점은 프라이빗 블록체인은 한 집단의 독자적 블록체인 네트워크로 설명할 수 있다. 또한, 컨소시엄 블록체인은 몇몇 특정한 집단이 참가하여 해당 집단만이 사용이 가능한 네트워크라고 할 수 있다(고용노동부 2018).

보험산업에서 컨소시엄 블록체인을 적용하는 방식은 고객 본인확인(Know Your Customer: KYC) 업무를 블록체인으로 공유 및 관리하도록 하여 여러 보험회사가 고객의 정보에 접근하도록 하는 것이다(금융보안원 2018).²⁾ 또한, 블록체인에 의해 신디케이트(Syndicate), 공제조합(risk pool), 초과손해액 재보험 특약시장에서 복잡한 위험을 담보하기 때문에 시장접근이 쉬워지는 동시에 보험회사가 재해연계증권(catastrophe bond)과 재보험 발행에 있어서, 지금까지보다 광범위한 대상을 상대로 보험을 판매할 수 있다(Cognizant 2016).

그리고 만일 자동차 손해보험에 있어서 피보험자의 자동차운전에 관한 이력정보 및 사고경력에 관한 정보를 보유하고 있는 민간 정보기관이 블록체인 기술을 활용한다면, 보험의 인수 시에 심사절차의 간소화와 적절한 보험료 산정을 진행할 수 있다(김현수·권혁준 2018). 보험회사만의 노력으로 처리하기가 곤란한 보험사기에 대해 여러 보험회사들이 협업한다면, 보험사기를 조기에 예방할 수 있을 것으로 기대된다. 또한, 고객과 대리점 브로커, 보험회사 사이에서, 고객에게 보험금이 지급될 때까지 보험청구의 대응 상황도 공유할 수도 있다. 나아가 규제 감독당국의 규제준수에 관련된 통계자료로 활용할 수도 있다.

2. 해외 주요국의 컨소시엄 블록체인 보험의 활용과 공정거래 문제

가. B3i(Blockchain Insurance Industry Initiative)의 초과손해액재보험특약

B3i(Blockchain Insurance Industry Initiative)는 2016년 10월에 유럽의 보험회사, 재

2) 현재 일본 및 싱가포르는 고객확인(KYC) 업무의 효율성 증대를 위해, 디지털 기반의 KYC 서비스를 운영 중이다.

보험회사 5개 회사로 구성된 컨소시엄 블록체인 보험 프로젝트이다(Cognizant 2016).³⁾ 이 컨소시엄은 세계적으로 진행되고 있는 보험사업에서의 블록체인 기술을 활용하여, 보험업계가 공동의 플랫폼 구축을 위한 가능성을 모색하는 것을 목적으로 설립되었다(Cognizant 2018).

B3i의 블록체인기술은 자연재해로 인한 초과손해액 재보험특약(excess of cover)에서 활용될 수 있다. 2017년부터 B3i 참가자들 사이에서“Codex 1”으로 호칭되고 있는 이 유형은 현재 보험회사 및 재보험회사가 사용 중이다(Enrico Alessandri 2018). Codex 1은 초과손해액 재보험특약에 관한 사무에 대한 자동화를 진행하였고, 최종적으로 보험회사 및 재보험회사 사이에 위험이 전가되는 것을 개선할 수 있도록 설계되었다.

사실 원래 재보험은 각 국가별로 규제의 정도가 상이하였기 때문에 복잡한 거래의 표준화를 구축하기 위한 준비가 진행되어왔다. 특히, B3i 참여회사들은 블록체인을 활용하여 초과손해액 재보험 특약에 관련된 재보험에 관한 거래를 더 수월하도록 준비를 진행해왔다. 예를 들어 자연재해로 인한 초과손해액 재보험특약을 블록체인이 적용된 스마트 계약을 이용할 수 있는 통합플랫폼을 구축해왔다.⁴⁾ 이 플랫폼은 보험시장 참가자들이 수월하게 재보험 계약을 체결할 수 있는 것이 특징이라고 할 수 있다.⁵⁾

B3i는 2017년 중반까지 초과손해액 재보험 특약의 취급에 관련된 블록체인의 프로토타입을 완성한 이후에 2017년 10월까지 38개의 보험회사, 중개인, 재보험회사의 참여를 유도해, 그 기능성과 안전성을 시험하였다. 그 결과, 프로토타입은 재보험 거래의 효율성이 최대 30%나 향상되는 등 거래처리가 지금까지의 방법보다 빠르고 효율적으로 더 안전할 것이라는 결과가 나왔다.⁶⁾

3) 이 프로젝트에 참여한 보험회사는 다음과 같다. 에이곤(Aegon), 알리안츠(Allianz), 뮌헨 재보험(Munich Re), 스위스 재보험(Swiss Re), 취리히(Zurich)의 5개로 처음 구성되었다. 이후 2017년 초 네덜란드의 아흐메아(achmea), 벨기에의 아지아스(Ageas), 이탈리아의 제네라리(Generali), 독일의 하노버 재보험(Hannover Re), 미국의 (Liberty Mutual), RGA 재보험(Reinsurance Group of America), XL 케이틀린(XL Catlin), 프랑스의 스코르 재보험(SCOR), 일본의 도쿄 해상 홀딩스(Tokio Marine Holdings, Inc.)가 참여하였다.

4) 자세한 현황은 B3i 홈페이지를 참고하였다(<https://b3i.tech/home.html>).

5) 이 플랫폼은 리눅스 재단(The Linux Foundation)의 하이퍼레저 페브리크(Hyperledger Fabric)의 기술을 이용한 블록체인 기술로서 IBM의 지원을 받았다. 자세한 내용은 IBM 홈페이지를 참고하였다(<https://www.ibm.com/kr-ko/blockchain/hyperledger>).

6) 자세한 현황은 B3i 홈페이지를 참고하였다(<https://b3i.tech/home.html>).

전통적인 초과손해액 재보험 특약에 관한 재보험 업무는 재보험 브로커가 여러 재보험 회사에 견적을 받아 위험평가와 가격설정의 조합이 가장 유리한 경우를 출재 보험회사에 통보하게 된다. 이때 브로커는 개별적인 거래조건을 비밀로 유지하면서 거래 상대방과의 거래를 진행한다. 이러한 거래방식을 유지하기 위해 B3i의 Codex 1에서는 보험료 지불과 보험금 지급의 양쪽의 절차가 블록체인에 의해 자동화되고, 특히, 출재보험 회사와 재보험 회사는 서로의 견적 조건을 모르는 것이 보증되는 것이 특징이다.

나. 미국의 리스크 블록 조합의 보험대위

더 인스티튜츠 리스크 블록 조합(The Institutes Risk Block Alliance)은 인증손해보험사(Chartered Property Casualty Underwriter : CPCU)가 인증한 단체로서 미국 인증손해보험사 연구소의 관계기관이다(The Institutes CPCU Society 2018). 2017년에 보험 및 위험 관리 업체를 대상으로 한 블록체인 컨소시엄의 결성을 발표한 이후에 보험회사, 재보험회사 등을 합하여 18개의 회사가 참가한다고 2018년 2월에 발표하였다.⁷⁾

이 기관에서 발표한 내용에 따르자면, 2018년 4월부터 블록체인 컨소시엄 보험대위에 대한 청산업무를 시작하였다고 한다.⁸⁾ 이 기관이 고안한 보험대위에 관한 블록체인은 청산업무의 신속한 처리를 목적으로 하고 있다. 만일 보험대위가 블록체인에서 스마트 계약을 기반으로 자동화된다면 관리비용을 낮출 것으로 예상된다.

7) 18개사의 내역은 다음과 같다. 미국 농업보험회사(American Agricultural Insurance Company), 아메리칸 패밀리 보험(American Family Insurance), 처브(Chubb), 에리 보험(Erie Insurance), 농부보험(Farmers Insurance), 하노버 보험 그룹(The Hanover Insurance Group), 호레스 만 교육기업(Horace Mann Educators Corporation), 리버티 상호 보험(Liberty Mutual Insurance), 마쉬(Marsh), 뮌헨 재보험(Munich Reinsurance America, Inc.), 네이션 와이드 보험(Nationwide Insurance), 오하이오 상호 보험 그룹(Ohio Mutual Insurance Group), 펜 내셔널 보험(Penn National Insurance), 르네상스 재보험(Renaissance Re), 스테이트 자동차 상호보험회사(State Automobile Mutual Insurance Company), 유나이티드 에듀케이터(United Educators)이다.

8) 미국 CPCU 협회의 “The Institutes RiskStream Collaborative™ Announces Plan to Launch Blockchain-based Subrogation Tool”를 참고하였다(<https://bit.ly/37tXABm>).

다. 유럽 주요국의 보험협회의 컨소시엄 블록체인 보험의 도입

1) 독일 보험협회의 도입례

독일 보험협회(Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V.: GDV)는 2018년 4월에 발행한 “디지털화 특별판 No. 1(DIGITALISIERUNG No. 01)”에서 블록체인 기술을 언급하며, 보험업계에 존재하는 많은 절차를 보다 비용대비 효율적으로 빠르고 안전하게 진행할 가능성이 있다고 발표하였다(Florian Baltruschat·Christine Jansen 2018). 이후 회원사와 함께 분석한 모범적인 성공 사례를 소개하고 있다.

분석된 활용 사례는 11개의 분야이다. 손해보험은 공동보험사업(Mitversicherungsgeschäft, ++), 보험금 지급(Schadenbearbeitung/-regulierung +), 자동차(Automobil +), 주택(Wohngebäude +)이다. 평가는 (+)가 많을수록 적합성이 높은 것이다. 그리고 인보험은 연금정보(Renteninformation +), 노령연금(Altersvorsorge ++), 단체계약(Kollektiv-/Gruppenverträge -)이고 이외에 자본투자(Kapitalanlage -), 보고 및 감독절차(Melde-/Aufsichtsprozesse -), 식별 및 인증(Identifizierung/Identitätsprüfung +), 정보시스템(Hinweis- und Informationssystem -)이 평가를 받았다(Florian Baltruschat·Christine Jansen 2018). 각각의 활용 사례에 대하여 블록체인 기술을 활용한 경우의 편익성, 복잡성, 위험성의 3가지 평가 기준에서 분석하였다(Florian Baltruschat·Christine Jansen 2018). 특히, B2B(Business to Business) 거래에서 손해보험 분야의 보험회사 간의 “공동보험사업(Mitversicherungsgeschäft)”을 (+)로 평가하고, 블록체인 기술의 활용에 적합한 솔루션으로 특히 권장하고 있다. 또한 B2G(Business to Government) 거래에서 노령연금을 (+)로 평가하고, 노령연금 보험료의 납입정보를 보험업계와 정부가 공유하는 블록체인으로 관리 할 수 있다면, 처리 효율의 대폭적인 향상을 전망하고 있다(Florian Baltruschat·Christine Jansen 2018).

앞서 언급한 11개의 사례는 보험업계 전체의 구조 속에서 블록체인 기술활용을 통해 정보교환을 자동화시킬 수 있다고 생각되는 특징을 가지고 있다. 그러나 아래의 표와 같이 기회(혜택)와 위험(단점)이 있으므로 신중하게 판별할 필요가 있다고 하고 있다(Florian Baltruschat·Christine Jansen 2018).

2) 프랑스 보험협회의 도입례

가) 프랑스 보험협회의 블록체인 기술의 도입

프랑스 보험협회(Fédération Française de l' Assurance : FFA)는 2017년 11월 디지털위원회 블록체인 실무그룹의 구성원으로 14개의 보험회사가 고객의 계약정보를 기초로 한 블록체인 기술의 활용 가능성에 대한 실증시험을 진행하였고, 해당 기술을 이용하게 된다면 뛰어난 효율성 및 안정성이 인정된다고 발표하였다.⁹⁾ 이 시험의 목적은 보험회사 사이에서 취급되는 복잡한 데이터 교환업무를 최적화하는 것이다.

프랑스에서는 소비자 권리 강화를 목적으로 한 하몬법(Loi Hamon, LOI n° 2014-344 du 17 mars 2014 relative à la consommation (1))¹⁰⁾이 2015년 1월부터 시행된 이후 자동차 보험과 주택보험에 대한 계약자는 최초의 보험회사와의 자동으로 갱신이 이루어져, 보험계약에 대한 보상 개시일로부터 1년이 지난 이후에는 언제든지 다른 보험회사로 새롭게 계약을 체결할 수 있게 되었다.¹¹⁾

이러한 하몬법에서의 소비자를 보호하는 방식은 개별 보험계약자에 대한 자유를 보장함으로써 이루어지고 있었지만, 다른 한편으로 보험업계에 새로운 부담을 주었다. 다시 말해, 피보험자는 기존에 가입되어 있던 보험회사를 변경하기 위해선 먼저 가입한 보험회사에서 새로운 보험회사에게 해당 피보험자의 정보를 30일 이내에 이전해야 했다. 그런데 프랑스 보험업계에서는 이러한 일련의 사무절차는 전자등기 서비스를 이용하여 정보를 교환해 왔으며, 계약정보의 흐름을 추적하거나, 자동화된 방식을 사용하지 못했다. 또한, 전자등기 서비스의 이용에 따라 정보입력의 오류 등의 처리에 큰 비용이 소요되었다(Nicolas Beyrer, 2018).

이에 전자등기 서비스와 정보 교환업무를 보다 효율화하기 위한 제안된 것이 블록체인

9) FFA의 홈페이지의 “Trial of an inter-insurer blockchain for the exchange of secure data”를 참고하였다(<https://bit.ly/36uLiHo>).

10) 소비자 권리에 관한 유럽 의회 및 이사회 지침(Directive 2011/83/EU of October 25, 2011)이 프랑스에서 법제화된 법률이다.

11) 하몬법이 시행되기 이전의 프랑스에서는 일단 보험계약의 체결이 성립하면 자동으로 계속 조건에 따라 만기일의 2개월 전까지 보험계약자에게 보험계약을 계속하지 않는다는 것을 통보하지 않는 한 보험계약은 자동으로 갱신되고 보험계약자가 해약하더라도 보험대상의 소유권 이전 및 주소 변경 등 타당한 이유가 필요하였다.

기술을 활용한 데이터 교환업무이다. 프랑스 파리에 본부를 둔 신생기업 스트라텀(Stratumn)¹²⁾은 프랑스 보험협회의 주요 회원사인 14개사 및 감사자문 컨설팅 회사인 딜로이트(Deloitte)와 협업하여 보험회사 사이의 정보 교환업무를 효율적이고 안전하게 진행할 수 있는 솔루션을 구축하였다.¹³⁾

이 방식은 기존의 보험회사와의 보험계약을 해지하고, 새로운 보험계약을 체결하더라도 보상조건의 변동 없이 새롭게 계약조건이 계속되는 방식이다. 특히, 이 방식은 모든 정보가 암호화 되어 처리되기 때문에 고객의 정보가 누구의 것인지를 알 수 없도록 구성되어 있다. 또한, 각각의 보험회사는 정보가 교환되는 업무절차에서 네트워크에 따라 이전되는 고객의 정보교환에 관한 정보의 모든 흐름을 확인할 수 있다. 나아가 프랑스 규제 당국도 이 블록체인 네트워크에 접속함으로써 실시간 정보교환을 확인하고, 보험회사의 하몬법 준수 여부도 확인할 수 있다(PWC 2017).

이 블록체인 기술활용의 테스트베드(testbed)를 위해 14개의 보험회사가 참여하였고, 이후 40개로 참여하는 회사가 늘어났다. 특히, 테스트베드를 진행한 이후에 2018년부터 실제로 사용할 수 있도록 준비가 진행되었다. 이 컨소시엄은 고객이 보험회사를 변경할 때 고객정보의 교환을 목적으로 한 네트워크이다. 보험사는 피보험자가 보험회사를 변경하더라도 보상의 중단없이 보험계약이 계속될 수 있기 때문에 소비자의 권익 증진에도 도움이 되고 있다. 또한 이 컨소시엄은 “유럽 연합의 기능에 관한 조약 제101조의 적용에 관한 지침”¹⁴⁾의 “(97)”¹⁵⁾에서 언급된 내용을 준수하고 있다.

12) 스트라텀(Stratumn)은 응용프로그램을 실행하기 위한 플랫폼을 인터넷을 통해 제공하고 있는 신생기업이다. 블록체인 앱 개발에 관심이 있는 개발자를 위한 응용프로그램이 탑재 되니 플랫폼 서비스를 개발하고 있다.

13) 스트라텀(Stratumn) 홈페이지의 “Deloitte partners with Stratumn and presents a micro-insurance proof-of-concept built on the blockchain”를 참고하였다 (<https://stratumn.com>).

14) 영문명은 “Guidelines on the applicability of Article 101 of the Treaty on the Functioning of the European Union to horizontal co-operation agreements(2011/C 11/01)”이며 이 지침은 경쟁사업자 간에 발생하는 공동연구개발, 공동생산, 공동구매, 표준화 활동 및 정보교환 등의 수평적 협정에 대해 어떤 경우 EU 기능 조약 제101조 제1항에 규정된 경쟁 제한적 협정이나 공동 행위에 위반된다고 평가되는지를 밝히고 있다.

15) “(97)”의 내용은 다음과 같다. 소비자에 대한 비대칭적 정보를 갖는 시장의 사업자 간에 소비자 정보를 교환하는 것은 효율성을 가져올 수 있다. 예를 들어, 사고나 채무불이행이라는 관점에서 고객의 과거 행동을 추적하는 것은 고객의

나) 피보험자 손해의 직접 보상과 자동차 보험회사 간 구상협정에 활용

감사자문 컨설팅 회사인 프라이스워터하우스쿠퍼스(Price water house Coopers: PwC)는 프랑스에서 이루어지고 있는 피보험자 손해 직접 보상과 자동차 보험회사 사이의 구상협정에 블록체인 기술활용의 여지가 있다고 보고 있다(PWC, 2017). “피보험자 손해의 직접 보상과 자동차 보험회사 사이의 구상협정(Convention d' Indemnisation directe de l' assuré et de Recours entre Sociétés de Automobiles, 이하 “IRSA 협정”으로 지칭함)”은 자동차 대물사고에서 사고 피해자에 대한 보상 절차의 단축, 관련 보험회사의 책임분담 비율의 결정 간소화, 사고관리 비용의 절감을 주된 목적으로 프랑스 전역에서 도입되었다. 프랑스의 거의 모든 보험회사가 이 협정을 준수하고 있다고 할 수 있다(PWC 2017).

프랑스에서는 사고 피해자에 대한 보상절차의 단축을 위해 사고의 상대방 보험회사에서 대물 배상 보험금을 받는 것이 아니라 스스로가 계약하고 있는 보험회사에서 상대방 보험회사에 대한 지급분을 대신 받는 직접 보상방식이 활용되고 있다. 또한, 관계 보험회사의 책임분담 비율의 결정에 대한 간소화를 위해 사고의 책임의 분담비율은 0:100, 50:50, 100:0의 3가지 중 하나를 선택할 수 있게 하고 있다. 이 방식은 자신의 보험회사에서 대물 사고에 관련된 손해배상액의 받은 뒤, 보험회사 사이에서 구상절차가 진행된다. 만일 손해액이 6,500유로(약 842만 원)인 경우에는 1,446유로(약 187만 원)의 일정액에서 상대방 보험회사에 대하여 구상을 하여, 손해액이 6,500유로(약 842만 원)를 초과하면 실제 손해액에서 구상이 이루어진다(PWC 2017).

위험 노출을 제한하는 것이기 때문에 소비자에게 유리한 사항이 된다.

어떤 소비자가 더 낮은 위험, 낮은 가격의 혜택을 받을 것인가를 도출할 수 있게 된다.

정보교환 활동은 소비자의 고정화를 감소시키고 그로 인해 더 강한 경쟁을 유도할 수 있게 된다.

이것은 정보가 일반적으로 관계자 간의 특유이며, 소비자가 다른 회사로 전환하면 기존의 관계를 통해 얻을 수 있던 정보에서 이익을 잃을 수 있다.

이러한 효율성의 예는 은행 분야 및 보험 분야에서 볼 수 있으며, 소비자의 채무불이행이나 그 위험 특성을 수시로 정보를 교환하는 특징을 가지고 있다.

라. 인도 보험업계의 컨소시엄 블록체인 보험의 도입

인도에서는 인구증가와 경제성장으로 인해 생명보험 가입 건수가 계속 늘어나고 있다. 이에 인도의 보험회사는 블록체인 기술을 활용하여 업무 효율화를 드높이기 위해 노력 중이다(PWC 2019). 2018년 연초 이후 ICICI(Industrial Credit and Investment Corporation of India) 푸르덴셜 생명보험(Prudential Life Insurance), 주택개발은행(HDFC Ltd: Housing Finance) 생명, SBI(State Bank of India) 생명보험을 포함한 인도 보험회사 15개사는 IBM 등과 제휴해 블록체인 기술을 이용하여 참여 보험회사 사이 고객의 의료기록을 공유하는 컨소시엄에 대한 실증시험을 시행해왔다(Jason C. Hung et al. 2019). 현재 인도의 보험규제개발청(Insurance Regulatory and Development Authority : IRDAI)에서 실용화를 위한 허가가 대기 상태에 있다고 한다.¹⁶⁾

지금까지의 인도 보험회사의 보험가입을 위한 조건은 의사에게 의료 진단을 받을 것을 요구하고 있으며, 일련의 의료검사 등에 드는 비용은 보험회사가 부담하고 있다. 만일 컨소시엄 블록체인을 활용하여 의료검사의 기록공유 등을 블록체인에 참여한 모든 보험회사가 공유할 수 있게 된다면, 개별 보험회사는 진찰에 따른 비용을 절감할 수 있다.¹⁷⁾ 또한, 고객들도 보험계약을 체결할 때마다 새로운 의료검사를 받을 필요가 없다. 이 때문에 보험회사는 블록체인에 저장된 기존의 검증된 의료기록에 대하여 새로운 보험회사와 공유도 할 수 있는 장점이 있다.

컨소시엄 블록체인 기술을 사용에 따른 비용 절감은 의료검사기록의 공유라는 데이터 처리와 보험사기의 감소 기대를 통해 15~25%가량의 비용 절감이 예상되고 있다. 이렇게 절감된 비용은 보험료 인하 및 고객 서비스 지원뿐만 아니라, 인공지능과 같은 여타 혁신적인 기술을 완성하는 것에 활용될 수 있을 것으로 예상된다. 인도의 생명 보험회사 15개

16) Asia insurance review의 “India:15 insurers in financial sector's first blockchain project”를 참고하였다(<https://bit.ly/38CnsLx>).

17) 구체적인 알고리즘은 다음과 같다. 참여하는 하나의 보험회사가 자사의 지정된 참가자(node)에 고객의 의료검사 기록정보를 올리면 다른 참가자 보험회사의 참가자(node)에 분산 저장하고 공유 상태가 된다. 고객은 블록체인에 저장되는 의료검사기록의 항목에 대해 어떤 항목이 특정 참여 보험회사 간에 공유되는 방식을 선택할 수 있다. 의료검사기록의 이전은 고객의 인지와 동의 없이도 실행되지 않고, 기록에 접근할 때마다 기록의 소유자에게 알리게 되고 동의 없이 공유될 수 없다.

사로 구성된 컨소시엄은 IT 기업 카그너전트(Cognizant)와 제휴하여 보험회사 간에 보험금 지급 사례를 공유하는 블록체인을 2017년에 개발하였다.¹⁸⁾ 인도 보험시장 전체에서의 보험가입 건수의 증가에 따라 보험금 지급 건수도 증가할 것으로 예상된다.

인도의 보험회사는 보험금 지급절차를 단순화하고, 빠르게 처리하기 위해 다른 보험회사의 보험금 지급현황을 참고하기 위하여 노력하고 있다. 컨소시엄 블록체인 기술은 정보를 공유할 수 있는 보험회사와 공유를 할 수 없는 보험회사를 구분하는 것이 가능하다. 인도 보험규제개발청(IRDAI)은 보험회사의 모든 정보를 볼 수 있는 권한이 있기 때문에 블록체인에서 정보의 흐름을 실시간으로 모니터링을 할 수 있게 되었다(Anusha Madhusudhan 2019).

마. 소결

앞서 알아본 B3i, 미국, 유럽(독일, 프랑스), 인도에서의 컨소시엄 블록체인 보험에 대한 공정거래 위반에 관한 이슈를 검토하자면 다음과 같다.

먼저 B3i의 경우에 블록체인 참가자들은 독립된 법인이 제공하는 서비스를 개별적으로 이용하기 때문에 차단된 보험사업의 테두리 안에서 공정거래법 위반 행위가 발생할 수 있다. 이에 블록체인 참가자들은 독립된 법인이 제공하는 서비스를 개별적으로 이용하게 할 필요가 있다.

미국의 더 인스티튜츠 리스크 블록 조합(The Institutes Risk Block Alliance) 18개의 회사의 참여는 연방거래위원회(Federal Trade Commission)의 규제사항을 검토해야 함과 동시에 다음과 같은 미국 판례에서 정보교환을 허용하기 위한 요건을 충족해야 한다.¹⁹⁾ 첫째, 교환할 수 있는 정보의 품질과 양에 대하여 범위를 한정할 것, 둘째, 교환된 정보로부터 타사의 장래의 문제를 직접 가늠하기 어려울 것, 셋째, 정보교환이 가능한 시장과 경쟁업자의 조건이 까다로울 것, 넷째, 정보교환 절차가 더욱 투명해야 할 것을

18) Cognizant의 “Inc42.com, India: Cognizant and Indian Insurers Jointly Develop Blockchain Solution For Secure Data Sharing”를 참고하였다
(<https://news.cognizant.com/Inc42-Apr16-2018>).

19) Cardinal Health 기업결합 사건(1998)에서 연방 거래위원회로부터 새롭게 지정된 조건의 특징을 정리한 것이다. 또한, 이 판결에서 의료 분야에 관한 내용이지만 다른 업종·분야에서도 정보교환에 대한 지침을 제시한 것으로 많은 법원 판결에 인용되고 있다. U.S. District Court of DC, 12 F. Supp. 2d 34. FTC v. Cardinal Health Inc.

요구하고 있다.

독일 보험협회는 “디지털화 특별판 No.1(DIGITALISIERUNG No. 01)”에서 블록체인 기술활용에 관한 사례의 분석 결과를 독일 경쟁제한금지법(Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkungen: GWB)에 위반되지 않게 하기 위해 확실한 법적 근거가 필요하다고 하였다(Florian Baltruschat·Christine Jansen 2018). 나아가 독일 보험협회는 블록체인 기술과 같은 디지털 분야의 경쟁시장은 가치사슬에 참여하는 모든 사업자가 같이 참여할 수 있도록 해야 할 것과 공정한 경쟁조건을 유지할 수 있는 적절한 법제도가 필요하다고 하였다.

프랑스에서는 IRSA 협정이 보험회사 사이의 경쟁을 제한하지 않고, 보험회사의 업무 효율화를 도모하게 되어, 피보험자에 대한 신속한 보험금 지급을 통해 경쟁법에서의 문제가 발생하지 않았다. 이에 블록체인 기술을 활용하더라도 IRSA 협정이 적용된다고 할 수 있다.

인도 경쟁법(Competition Act 2002)은 카르텔을 기초하여 사업자 사이에 체결된 합의 사항은 반경쟁적 행위로서 금지된다고 규정하고 있다(제3조 제3항). 그러나 이 규정은 합작 투자와 같은 형태로 맺어진 합의사항이 제품의 생산, 공급, 거래, 보관, 매입, 관리 또는 용역의 제공에 있어서 그 효율성을 높일 수 있다면, 해당 투자행위에는 적용되지 않는다고 규정하고 있다. 인도 생명보험회사들의 의료검사기록 공유 및 보험금 지급 사례의 공유행위에 대하여 인도 경쟁법을 적용하자면, 모든 보험사에 대한 검사비용의 절감, 고객에게 검사진찰 부담의 경감에 도움이 될 수 있다고 사료된다. 또한, 보험금을 신속하게 지급할 수 있으며, 보험상품의 공급, 거래, 관리, 보험금을 지급하는 것에 있어서 효율성을 높일 수 있을 것이다.

III. 컨소시엄 블록체인 보험의 공정거래법 위배 여부의 판단

1. 컨소시엄 블록체인 보험의 반경쟁행위의 위배 여부에 관한 국제적 논의

가. OECD 보고서의 분석

OECD는 2018년 4월 26일에 “블록체인 기술과 경쟁 정책(Blockchain Technology and Competition Policy)”이라는 보고서를 발표하였다(OECD 2018; 맹수석 2019). 이 보고서에서는 블록체인 기술이 여러 가지 장점이 있지만, 반경쟁행위의 위험도 있을 수 있음을 지적하고 있다. 이에 컨소시엄 블록체인의 이용에 있어서 공정거래법에서 위반사항의 대상이 되는 정보의 교환 그리고 시장지배적 지위의 남용에 대한 어떠한 점이 문제화 되는지를 언급하고 있다. 특히, 유럽 내 경쟁법 전문가의 견해를 인용하여 공정거래법에서 어떠한 사항이 금지행위에 해당하는지와 금지행위를 하지 않기 위해 어떠한 방식을 취할지에 대해서 제시하고 있다(Alastair Mordaunt and Paul Seppi 2017).²⁰⁾

OECD 보고서에서는 컨소시엄 블록체인에는 통상적으로 참가자들이 합의하여 공통적으로 적용되는 약관이 필요하다고 하였다. 특히, 약관을 준수하여 사업절차의 효율성을 도모하거나, 단독으로 이룩할 수 없는 성과를 창출하기 위한 목적이라면, 경쟁법 위반이 아니라고 하였다(Breu, S. 2017). 이러한 논리는 2016년 컨소시엄 블록체인의 이용가치를 인식하게 된 유럽의 경쟁법 연구자들이 컨소시엄에서의 정보공유, 가격 산출을 위한 참여행위를 정당한 이유 없이 배제해서는 안 된다는 주장에 기초한다(Alastair Mordaunt and Paul Seppi 2017).

20) 영국의 프레쉬필즈 브룩하우스 데링거(Freshfields Bruckhaus Deringer) 변호사는 컨소시엄 블록체인의 고려사항으로 정보교환 공모 및 시장지배적 지위의 남용 이외에 컨소시엄 블록체인의 기업결합을 판단할 때 경쟁법 집행 당국에 신고 의무의 대상이 될 수 있음을 지적하고 있다. 이에 기업결합 규제와 관련된 규정에 따라 경쟁법 집행 당국으로부터 승인이 필요한 경우는 초기 단계에서 법률 자문이 필요하다고 역설하고 있다.

나. 컨소시엄 블록체인 보험의 정보교환을 통한 공모행위 검토

1) 유형의 개념과 분석

정보교환을 통한 공모행위(collusion through information exchange)는 블록체인 참가자가 블록체인에서의 거래를 통해 가격, 수량, 거래조건 등 경쟁력이 있는 정보를 교환하는 것을 의미한다. OECD 보고서는 정보교환 공모를 공모(collusion)와 묵시적 사업조정(tacit coordination)으로 나누어 설명하고 있다(OECD 2018). 우선 공모(collusion)의 내용은 컨소시엄 블록체인에 참여하는 모든 사업자가 경쟁조건 등을 공모하는 행위이다. 이러한 명시적인 공모행위를 통해 블록체인 기술이 가진 기록의 정확성, 투명성에 기초하여 공모행위가 발생이 되지 않을 수 있다. 그러나 묵시적 사업조정행위(tacit coordination)가 블록체인 기술에 따라 조장되기 쉬운 이유는 참가자 사이의 명확한 의사표시를 하지 않는 행위이기 때문에, 가격·수량·거래조건 등의 정보를 조작할 수 있다(OECD 2018).

기타의 유형으로 합의된 알고리즘까지 영향을 줄 수 있다는 견해가 있다(Alastair Mordaunt and Paul Seppi 2017). 이 견해는 경쟁법에서의 쟁점이 블록체인을 통한 정보교환의 공모에 머물지 않고, 기록된 정보를 참가자들이 확인하여, 합의를 진행하는 알고리즘에 영향을 줄 수 있다고 한다(Alastair Mordaunt and Paul Seppi 2017). 다시 말해, 블록체인 기술의 특성상 거래를 기록하기 위해선, 참가자 사이의 사전에 합의된 알고리즘에 따라 해당 거래가 원칙적으로 모든 참가자에 의해 승인될 수 있다는 주장이다.

나아가 경쟁법을 집행하는 당국이 합의 알고리즘 자체에 대해 반경쟁적인 법적효과를 갖는지 여부를 확인하기 위해 알고리즘의 내용을 명확하게 검토할 것을 요구하였다. 또한 블록체인에 기록, 저장, 교환되는 정보가 모든 참가자가 사용할 수 있다는 사실만으로 경쟁법상의 우려가 있는 것은 아니지만, 블록체인에 저장된 정보가 과거의 기록과 기술이 집약된 것이기 때문에 협조에 의한 경쟁을 촉진하는 효과가 있는 것으로 간주할 때는 경쟁법을 위반한다는 의견이다(Falk Schöning 2018).

2) 부당한 공동 행위의 해당 여부

OECD 보고서에서 언급된 “공모(collusion)”는 현행 공정거래법 제19조의 부당한 공동 행위에 해당한다고 판단할 수 있다.²¹⁾ 그리고 “묵시적 사업조정(tacit coordination)”은 의사의 합의와 같이 공정거래법에서의 부당한 공동 행위에 포함되는 것으로 해석할 수 있다(이호영 2005). 이러한 행위는 공정한 거래를 저해할 우려가 있는 행위로서 금지되어 있다. 특히, 묵시적 사업조정(tacit coordination)에서의 의사의 합의는 사업자 사이에 상호 구속해야 할 것을 명시하고 있으며, 합의를 진행하는 것까지는 필요하지 않고, 서로 다른 사업자의 가격 인상 행위를 인식하여 인용하는 것으로 충분하다고 할 것이다(OECD 2018).

공정거래법에서 현재 또는 장래를 향하여 영향을 줄 수 있는 가격, 수량, 거래조건 등의 정보교환 및 공유가 이루어져서는 안 된다. 또한, 블록체인 기술이 적용된 컨센서스 알고리즘(consensus algorithm) 자체의 공모성을 부정하기 위해선 블록체인에서 사용되는 합의 및 알고리즘이 컨소시엄에 참여하는 특정 참가자의 거래 배제 또는 특정 외부인과의 거래를 먼저 배제하는 시스템이 구축되지 않도록 해야 한다(Lin William Cong et al. 2019).

다. 컨소시엄 블록체인 보험의 시장지배적 지위의 남용행위 검토

1) 유형의 개념과 분석

시장지배적 지위의 남용 행위(abuse of dominance)는 블록체인에서 시장지배적 지위를 차지하는 기존 참가자가 자율적 경쟁을 방해(prevention)하는 행위와 신규 참가자를 배제(exclusion) 시키는 행위를 의미한다고 할 수 있다. 기존 참가자가 특정한 경쟁업체가 네트워크에 접근하는 것을 배제하려는 행위는 공정거래법의 위반 소지가 있다(OECD 2018).

21) 법문에서 “5. 거래의 상대방의 사업활동을 부당하게 구속하는 조건으로 거래하거나 다른 사업자의 사업활동을 방해하는 행위”로 규정하고 있다.

OECD 보고서는 이와 같은 기존 참가자에 의한 시장지배적 지위의 남용에 대해 블록체인 기술의 활용에 대한 방해·지체 그리고 경쟁의 배제로 나누어 설명하고 있다(OECD, 2018). 구체적으로 첫째, 블록체인 기술활용의 방해·지체행위는 기존 참가자가 다른 사람에 대해 블록체인 기술의 효율적인 사용을 방해하거나 지연시키는 행위라고 한다. 가령, 블록체인 기술의 안전성에 대한 위협에 대하여 과장하여 설명하거나, 경쟁업체의 비용을 늘릴 수 있도록 규제 장벽을 요구하는 로비(lobby)활동을 의미하는 것이다.

둘째, 컨소시엄에 의한 경쟁의 배제행위는 컨소시엄 블록체인이 허가제로 운영되기 때문에, 해당 네트워크는 접근이 가능한 기존 참가자에 의해 공동으로 관리된다고 한다. 이는 해당 컨소시엄에 참여하고자 하는 신규 참여자를 배제하는 행위를 의미한다(OECD 2018). 이 배제행위는 유럽증권시장국(The European Securities and Markets Authority: ESMA)이 2017년 2월에 발표한 보고서에 따르자면, 처음부터 참가자는 신규 참가자에 대해 참가를 거부하거나, 블록체인 네트워크 참여를 부당하게 어렵게 하거나 고비용을 부과하는 조건을 부여하는 것으로 설명하고 있다(European Securities and Markets Authority 2017).

2) 시장지배적 지위 남용행위의 위반 여부

컨소시엄 블록체인 보험에서의 방해 및 지체행위는 공정거래법에 따라 판단하자면 전부 금지된다고 할 수 있다. 시장지배적 지위 남용행위는 컨소시엄에 참여하는 사업자가 단독으로 또는 다른 사업자와 공동으로 다른 사업자의 사업활동에 제약을 주고 시장을 지배하려는 행위로 판단할 수 있다. 이러한 행위는 공정거래법 제3조의2에 따라 시장지배적 지위의 남용행위로 금지되어 있다(권오승·서 정 2017). 블록체인 기술의 활용을 방해하여 경쟁업체의 사업활동에 악영향을 준다면 경쟁을 실질적으로 제한하는 것이며, 그 행위자와 경쟁업체 간의 공정한 경쟁을 방해한다고 할 수 있다.

컨소시엄 블록체인 보험은 구성사업자와 해당 거래처 사업자에게 특정 사업자에 대한 상품 또는 용역의 공급을 제한하는 것을 의미한다. 이러한 행위를 통해 새로운 사업자가 진입하는 것을 방해하는 행위는 공정거래법 제3조의2 제4호에 의해 금지된다.²²⁾ 그리고

참가를 제한하는 행위는 컨소시엄 블록체인이 현재 또는 장래의 사업자 수를 제한하는 것을 의미하며, 새롭게 사업자가 진입하는 것을 저지하여, 사업자의 수를 제한하는 것이다. 이 또한 공정거래법 제3조의2 제4호에 의해 금지된다.

컨소시엄에 참여하는 사업자가 단독으로 또는 다른 사업자와 공동으로 부당하게 저가 판매 등의 수단을 이용하여 경쟁자를 시장에서 배제하고, 신규 참여자를 방해하는 행위는 시장을 독점하려는 행위이며, 공정거래법 제3조의2에 의해 금지되어있다(권오승·서정 2017). 결과적으로 경쟁업체 사업활동의 계속 또는 신규 진입을 어렵게 하여 경쟁자를 배제하는 행위가 될 수 있다.

라. 소결

컨소시엄 블록체인에 새롭게 참여하고자 하는 경쟁업체가 「개인정보 보호법」과 사이버 보안에 관한 법령을 준수하지 않을 때만 신규 참여를 제한해야 할 것이다. 이에 신규 참가자를 위한 컨소시엄 운영규칙은 합리적이며, 객관적인 기준의 마련이 필요하다. 합리적이고 객관적인 기준은 공정거래법에 따라 설립목적과 사업내용 등에 비추어 합당한 내용의 가입자격 요건 및 제명 사유를 설정해야 할 것이다.

2. 컨소시엄 블록체인 보험에서의 부정청구 방지제도의 도입 제언

가. 도입방안

현재 손해보험업계에서는 합리적인 보험계약의 체결 또는 보험금 지급방식을 도입하기 위해 공동이용제도를 컨소시엄 블록체인에 적용할 수 있다. 이는 블록체인 기술을 활용하

22) 제3조의2 (시장지배적 지위의 남용금지) ① 시장지배적 사업자는 다음 각호의 1에 해당하는 행위(이하 "濫用 行爲"라 한다)를 하여서는 아니 된다.

1. 상품의 가격이나 용역의 대가(이하 "價格"이라 한다)를 부당하게 결정·유지 또는 변경하는 행위
2. 상품의 판매 또는 용역의 제공을 부당하게 조절하는 행위
3. 다른 사업자의 사업활동을 부당하게 방해하는 행위
4. 새로운 경쟁사업자의 참가를 부당하게 방해하는 행위
5. 부당하게 경쟁사업자를 배제하기 위하여 거래하거나 소비자의 이익을 현저히 저해할 우려가 있는 행위

여 보험회사들이 P2P 네트워크에 의한 정보공유를 도모하거나, 시스템의 점검 보수 및 돌발적인 장애로 인한 가동중단 위험을 방지하는 등의 인프라 기능의 향상을 고려할 수 있다(김현수·권혁준 2018). 특히, 부정청구 방지제도는 보험금 청구 및 지급에 관한 부정청구 행위에 대하여 필요한 경우에, 손해보험회사들이 정보를 상호 교환함으로써 적절한 보험금을 지급할 수 있다.

이러한 부정청구 방지제도는 단일 보험회사의 노력만으로는 어려운 보험사기 대책에 대해 여러 보험회사가 협조하여, 보험료 청구정보를 밀폐된 블록체인에서 공유하여 보험사기의 판정과 조사시간을 단축할 수 있다. 또한, 블록에서 공유되는 정보 중에서 해당 사안의 이력을 추적하는 것도 현행 시스템보다 쉽다고 할 수 있다(개인정보 보호위원회 2018). 공동이용제도의 특징은 손해보험회사 등이 고객의 과거거래 정보, 보험청구 내용 등 객관적 사실에 대한 정보를 공유하는 것이다. 각각의 손해보험회사가 개별적으로 정보수집의 활동을 하는 것보다 비용대비 효율적이며, 보험료 절감의 일부에 소비자 이익에도 연결되어 있다고 할 수 있다. 컨소시엄 블록체인을 이용한 공동이용제도의 활용은 「사업자단체 활동지침」을 준수해야 할 것이다.²³⁾

나. 「사업자단체 활동지침」의 위배 여부

블록체인의 공정거래법 위반에 관한 유의 사항은 OECD 보고서가 언급한 대로 기존과는 다른 새로운 기술을 통해 정보교환 공모 및 시장지배적 지위 남용행위가 발생하지 않도록 해야 하는 것에 있다고 할 수 있다. 컨소시엄 블록체인 참가자들이 합의하여 공통으로 적용되는 약관을 자율규제 지침이라고 할 수 있으며, 블록체인 네트워크에서 공유되는 정보의 활용을 정보활동이라고 할 수 있다. 이러한 자율규제와 정보활동을 「사업자단체 활동지침」에 비추어 검토하자면 몇 가지 쟁점이 있다.

첫째, 자율규제는 「사업자단체 활동지침」에 따르자면 반독점에 관한 문제가 발생하지 않지만, 경쟁을 저해할 가능성이 있는지에 대해 몇 가지를 고려해야 한다. 구체적으로 경쟁수

23) 이 지침의 제정목적은 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」 제26조의 사업자단체의 금지 행위 규정에 위반될 수 있는 법 위반 유형과 위반되지 않는 유형을 구체적으로 제시함으로써 사업자단체의 법 위반 행위를 예방함과 동시에 사업자단체가 법 위반 여부를 쉽게 식별할 수 있도록 하는 데 그 목적이 있다.

단을 제한하고, 수요자의 이익을 부당하게 침해하는지와 사업자 간에 부당하게 차별하는지 여부 그리고 사회 공공적 목적 등 정당한 목적에 따라 합리적으로 필요한 범위 내의 것인지이다. 특히, 이용 및 준수는 사업자 임의 판단에 맡길 수 있고, 강제되지 않아야 한다.

둘째, 정보활동뿐만 아니라 「사업자단체 활동지침」에 따르면, 가격 등의 결정, 수량 제한, 진입 제한 등에 해당하는 경우에는 공정거래법에 어긋나는 것으로 판단할 수 있지만, 사업 활동에 관련된 과거 사실에 대한 정보수집·공표는 원칙적으로 위반되지 않는다.²⁴⁾ 손해보험회사의 공동이용제도에 관한 컨소시엄 블록체인 기술을 사용하더라도, 그러한 약관이 경쟁 저해성이 없고 공정한 것이며, 정보교환의 기능과 역할이 공정거래를 침해하지 않는다면 공정거래법에서 문제가 된다고 볼 수 없다.

IV. 결론

블록체인 기술은 4차산업에서 가장 주목받고 있는 기술이다. 이러한 새로운 기술을 바탕으로 기초로 B3i는 2019년 1월에 블록체인 보험 관리 솔루션을 보험시장에 출시하고 재계약에 적용할 예정이라고 발표하였고, 보험시장에서 크나큰 관심을 받고 있다. 보험산업에서의 블록체인의 활용은 중개자를 배제하고도, 거래의 무결성을 담보하기 때문에 산업의 패러다임을 바꿔놓을 것으로 예상하고 있다. 그럼에도 아직 보험산업에서는 일부 제한된 상품만을 스마트 계약의 형태로 블록체인 기술을 활용하고 있다. 국내에서 블록체인 기술을 활용한 보험산업은 인증모형을 준비 중이며, 향후 고객관리(KYC)와 보험금 지출 관련 내용으로 확대될 전망이다.

혁신적인 기술이 올바르게 정착하기 위해선 올바른 규제가 선행되어야 한다. 블록체인과 같은 새로운 기술뿐만 아니라 인공지능, 사물인터넷 등 4차산업과 관련한 기술이 발전

24) 「사업자단체 활동지침」의 “3. 사업자단체 활동에 관한 일반지침”의 “나. 원칙적으로 위반이 되지 않는 행위”에서의 (4)호는 “당해 산업의 활동실적을 전반적으로 알리기 위해 단순히 과거의 생산, 판매, 설비투자 등에 관한 수량과 금액 등 구성사업자의 사업활동에 관계되는 과거의 사실에 관한 개괄적인 정보를 통계를 바탕으로 처리하고 공표하는 행위(단, 각 구성사업자의 수량과 금액 등을 명시하는 행위는 제외)”를 제외하고 있다.

하기 위해선 공정거래법, 「개인정보 보호법」 등의 관련 법률을 점검하고 적극적으로 개선할 필요가 있다. 블록체인의 진정한 효과는 소비자의 편익 증대이다. 블록체인 도입으로 보험사는 초기에는 비용 효율성을 개선할 수 있고, 좀 더 발전하게 된다면 보험 가치사슬 중 보상이나 판매에서 중개자가 배제되면서 더욱 효율화될 것이다.

OECD 보고서에서 언급된 바와 같이 컨소시엄 블록체인의 보험산업에서의 활용은 정보교환을 통한 공모행위와 시장지배적 지위의 남용행위와 같은 공정거래 위반 행위가 발생할 수 있다. 컨소시엄에 참여하는 사업자가 단독으로 또는 다른 사업자와 공동으로 부당하게 저가 판매 등의 수단을 이용하여 경쟁자를 시장에서 배제하고, 신규 참여자를 방해하고 시장을 독점하려는 행위는 공정거래법에 따라 금지된다. 이와 같은 공모행위는 경쟁업체 사업활동의 계속 또는 신규 진입을 어렵게 하는 경쟁자를 배제하는 행위가 될 수 있다.

이에 컨소시엄 블록체인의 보험산업에서의 활용을 위한 제도적 기반 구축이 필요하다. 블록체인 기술은 현재로서는 아직 충분한 법적 근거가 없거나 현행 법령과 상충되는 경우가 존재한다. 가령 이더리움의 스마트 계약의 경우 아직 민법에서 정의하는 계약으로 인정할 수 있는 법적 근거가 없다. 또한 한 번 저장된 정보는 삭제나 위·변조가 불가능하다는 특징은 개인정보 처리목적 달성한 경우 이를 파기하도록 규정하는 「개인정보 보호법」과 상충된다. 이와 같은 맥락으로 컨소시엄 블록체인의 보험산업에서의 활용은 기술의 특징 및 산업별 특성에 기반하여 법제도적 근거의 마련을 통해 해결해 나가야 할 것이다.

참고문헌

- 개인정보 보호위원회 (2018), **블록체인 기술이 개인정보보호에 미치는 영향에 관한 연구**.
(Translated in English) Personal Information Protection Commission
(2018). *A Study of the influence of blockchain technology on personal information protection.*
- 고용노동부 (2018), **블록체인 기반의 채용 정보제공 시스템 구축방안 검토**.
(Translated in English) Ministry of Employment and Labor (2018).
Examination of construction plan for blockchain-based recruitment information provision system.
- 권오승·서 정 (2017), **독점규제법-이론과 실무**, 제2판, 법문사.
(Translated in English) Kwon, O., and J., Seo (2017). *Monopoly regulation law-theory and practice*, 2nd edition, Beopmun press.
- 김현수·권혁준 (2018), **보험 산업의 블록체인 활용 : 점검 및 대응**, 보험연구원.
(Translated in English) Kim, H., and H., Kwon (2018). *Blockchain utilization in the insurance industry: inspection and response*, Korea Insurance Research Institute.
- 맹수석 (2019), “보험업 분야에 있어서 블록체인의 활용과 법적 쟁점”, **보험법연구**, 제 13권 제2호, pp.69-93.
(Translated in English) Maeng, S. (2019). Utilization of Blockchain in the Insurance Business and Legal Issues, *Korea Insurance Law Journal*, 13(2), pp.69-93.
- 서영희 외 (2017), **블록체인(Blockchain) 기술의 산업적·사회적 활용 전망 및 시사점**.
SPRi 이슈리포트, 제2017-004호.
(Translated in English) Seo, Y., et al (2017). *Prospects and Implications for Industrial and Social Use of Blockchain Technology*, SPRi Issue Report, No. 2017-004.

- 유거송·김경훈 (2018), **블록체인**, KISTEP 기술동향브리프, 2018-01호, 한국과학기술 기획평가원.
- (Translated in English) Yu, G., and K., Kim (2018). *Blockchain*, KISTEP Technology Trend Brief, 2018-01, Korea Institute of Science & Technology Evaluation.
- 이대희 (2018), “블록체인 기술과 개인정보 쟁점”, **정보법학**, 제22권 제3호, pp. 243-272.
- (Translated in English) Lee, D. (2018). “Personal Data Issues in Applying Blockchain Technologies”, *Journal of Korea Infomation Law*, 22(2):243-272.
- 이호영 (2005), “독점규제법상 과점기업의 묵시적 사업조정(tacit coordination)의 규제”, **인권과 정의**, 제348호, pp. 42-67.
- (Translated in English) Lee, H. (2005). “Regulation of Tacit Coordination by Oligopolist”, *Human Right and Justice*, Korean Bar Assocaition, 348:42-67,
- 최용혁·권형영 (2018), “블록체인 기술 적용과 개인정보 삭제 및 제3자 제공의 법적 문제에 관한 연구”, **정보보호학회논문지**, 제28권 제6호, pp. 1,607-1,621.
- (Translated in English) Choi, Y., and H., Kwon (2018). “A Study on Legal Issues between the Application of Blockchain Technology and Deletion and the Third Party Supply of Personal Information”, *Journal of The Korea Institute of Information Security and Cryptology*, 28(6):1,607-1621.
- Anusha, M. (2019). *BLOCKCHAIN: A PRIMER FOR INDIA*, The Centre for Internet and Society, India, 1-98.
- Breu, S. (2017). *Blockchains and Cybercurrencies Challenging Antitrust and Competition Law*, 1-11.
- Cognizant (2016). *The Blockchain Imperative: The Next Challenge for P&C*

Carriers, 1-20.

Enrico, A (2018). *B3i Codex1 Demo InsureTech - Europe Chapter of the CPCU Society*, 1-20.

European Securities and Markets Authority (2017). *The Distributed Ledger Technology Applied to Securities Markets*, 1-34.

Florian Baltruschat and Christine Jansen (2018). "Blockchain: Staat und Wirtschaft sind gefordert", *Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e. V.*, 1-5.

Jason C., Y., Neil and H., Lin (2019). *Frontier Computing: Theory, Technologies and Applications (FC 2018)*, Springer.

Lin William Cong·Zhiguo He·Jingtao Zheng (2019). "Blockchain Disruption and Smart Contracts", *The Review of Financial Studies*, Vol. 32, Issue 5, 1754-1797.

Nicolas B. (2018). *L'innovation numérique, enjeu clé de l'assurance pour 2020*, CXP Group.

OECD (2018). *Blockchain Technology and Competition Policy - Issues paper by the Secretariat*.

PWC (2017). *Blockchain, catalyseur de nouvelles approches en assurance*.

____ (2019). *Competing in a new age of insurance: How India is adopting emerging technologies*.

The Institutes CPCU Society (2018). *Unlocking the Power of Blockchain in the Insurance Industry*.

World Economic Forum (2018). "Building Block(chain)s for a Better Planet".

Abstract

The introduction of blockchain in the insurance industry was made up of a consortium of several companies. It is necessary to consider whether the technology of blockchain that can implement and utilize the consortium violates the laws on monopoly regulation and fair trade. The OECD published a report titled "Blockchain Technology and Competition Policy," which raised the issues that the use of blockchain technology could bring to competition law. The OECD said the use of the consortium blockchain in the insurance industry could lead to act that impair fair trade, such as public offering through information exchange and abuse of market dominance. It is necessary to build an institutional base for utilizing the consortium blockchain in the insurance industry. Based on the characteristics of this technology and industry, legal and institutional grounds must be prepared.

※ **Key words:** consortium blockchain, insurance, monopoly regulation and fair trade act, anti-competitive behavior, abuse of market dominant status

주택연금 활성화를 위한 주택연금 이용자의 만족도 연구

A Study on Satisfaction Level of Reverse Mortgage Users to Activate the Reverse Mortgage

최 경 진*·전 희 주**

Kyungjin Choi·Heuiju Chun

주택연금은 소득의 안정성 및 충분성 측면에서 중산층 이하 고령층의 유용한 노후소득 마련 수단일 뿐만 아니라 노후소득 마련에 따른 자신감 형성, 자신의 익숙한 환경에 거주할 수 있는 심리적 안정에도 도움을 준다. 본 연구는 최근의 한국주택금융공사의 '2019년 주택연금 수요실태조사' 자료를 바탕으로 비례오즈 로짓모형을 이용하여 주택연금 이용자의 이용만족도에 영향을 주는 요인을 살펴보았다. 그 결과, 주택연금 이용만족도에 영향을 주는 주요 요인은 노후대비 자산충분성, 정부의 노후지원 정도, 중도상환계획, 자녀 수, 배우자 유무, 주택연금 가입 전 고려사항, 자산보유정도, 수입출처 등으로 나타났다. 반면, 중도상환에 영향을 주는 요인은 연령, 배우자 유무, 소득으로 나타나 주택연금의 만족도 향상을 위해서는 기본적으로 개인별 재무적 상황과 주택연금제도에 대한 충분한 이해가 선행되어야 하며, 정책적 측면에서는 꾸준한 제도개선 노력이 뒷받침되어야 한다는 점을 시사하고 있다.

국문 색인어: 주택연금, 주택연금 인식, 이용만족도, 노후 생활, 비례오즈 로짓모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051609

* 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구위원(choikj23@naver.com), 제1저자

** 동덕여자대학교 정보통계학과 부교수(hjchun@dongduk.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2020. 3. 18, 논문 최종 수정일: 2020. 9. 29, 논문 게재 확정일: 2021. 2. 18

I. 서론

주택연금은 55세 이상 9억 원 이하 자가주택 소유자가 소유주택을 담보로 노후 생활자금을 받는 공적보증의 역모기지 상품이다. 주택연금의 가장 큰 장점은 자신의 소유주택에 계속 거주하면서 매월 연금형태의 생활자금(이하 “월지급금”)을 수령할 수 있고, 부부 중 한 명이 먼저 사망하더라도 감액 없이 동일한 월지급금을 수령할 수 있다는 점이다. 또한 사망으로 인한 계약 종료 시 월지급금을 포함한 주택연금 지급총액이 주택가격을 초과하는 경우에도 초과액을 청구하지 않는 반면, 반대의 경우 잔여금액에 대해서는 자녀 등에게 상속이 가능한 것도 주택연금 가입의 큰 이점이다.

노후소득보장 측면에서 주택연금은 주목을 받고 있다. 우리나라의 높은 고령화율에 비해 국민연금 등의 공적연금 소득대체율은 39.3%(OECD 2017)에 불과하여 국민연금을 보완할 노후소득원 확보가 필요하다. 부족한 노후소득을 보완할 목적으로 주목받았던 퇴직연금, 개인연금 등의 사적연금은 낮은 연금전환율, 저조한 운용수익률 등으로 노후소득 보장기능의 제 역할을 다하지 못하고 있다. 이처럼 노후소득 부족으로 인한 노인빈곤 우려가 증가하는 상황에서 우리나라 고령층의 주택 등 실물자산 보유비중이 높은 점을 감안할 때, 주택연금이 공적연금을 보완할 수 있는 대안으로 주목받고 있다. 실제 주택연금 이용가구의 평균 노후소득대체율은 공적연금 30%, 주택연금 70%로 나타나 노후소득의 대부분을 주택연금이 차지하였으며 한계소비성향도 0.96로 추정되어 주택연금이 노후소득 보장뿐만 아니라 높은 소비기여도를 가진 소득원으로 나타났다(백인걸·최경진 2020).

정부 및 국회 등 국가기관에서도 우리나라 고령층의 낮은 노후소득 대비 높은 실물자산 보유비중을 고려하여 주택연금 활성화를 위한 제도개선 방안을 추진하였다. 최근에는 신탁방식 주택연금 도입, 가입대상 주택가격 확대(시가 9억 원 → 공시가격 9억 원), 주거용 오피스텔 가입허용, 주택연금 전용 압류방지전용계좌 도입을 골자로 한 한국주택금융공사법 법률개정안이 2020년 11월 19일 개정안이 국회 본회의를 통과하였다. 이에 따라 가입대상 주택가격 기준 확대 및 주거용 오피스텔 가입허용은 2020년 12월 8일부터 시행되었으며, 신탁방식 및 압류방지전용계좌 도입은 시행령 개정절차를 거쳐 2021년 6~7월경 시행될 예정이다.

주택연금의 고유한 장점, 정부 및 국회의 적극적인 제도개선 등으로 주택연금 가입자 수는 해마다 빠르게 증가해 왔으며 향후에도 그 증가세는 이어질 것으로 판단된다. 실제, 2007년 7월 주택연금이 도입된 이래 2016~2020년 신규 가입 건수가 매년 1만 건 이상을 기록한 결과 주택연금 누적 가입자 수는 2020년 말에 8만 건을 돌파하였다.

이러한 가입자 수 증가에도 불구하고 주택연금에 대한 오해로 인해 중도해지 건수도 2010년 91건에서 2015년 809건, 2019년 1,527건으로 나타나 가입 건수 증가에 비례하여 중도해지 건수도 증가하고 있다. 이제는 주택연금의 양적 성장뿐만 아니라 주택연금 가입자가 가입 이후에도 꾸준히 주택연금에 대한 만족도를 유지할 수 있도록 제도 운영의 내실화가 필요한 상황이다. 그러나 주택연금 제도 초기단계에서 주택연금 수요추정 및 양적 활성화를 위한 선행연구는 다수 존재하나 주택연금 가입자의 만족도와 관련한 연구는 상대적으로 미비한 상황이다.

이에 본 연구는 한국주택금융공사가 가장 최근에 실시한 ‘2019년 주택연금 수요실태조사’ 자료를 바탕으로 현재 주택연금 이용자의 어떠한 요인들이 주택연금 이용 만족도에 영향을 미치고 주택연금 중도상환 의향에는 어떠한 요인들이 영향을 주는지를 살펴보고 관련 시사점을 언급하고자 한다.

II. 선행연구분석 및 연구모형

주택연금은 종신까지 노후소득 및 거주안정성이 보장되므로 주택연금의 이용은 단순한 소비자 만족을 넘어 고령층 삶의 만족도와 연관이 있다고 할 수 있다. 이러한 관점에서 삶의 만족도에 관한 다양한 정의를 통해 고령자의 삶의 만족도에 영향을 주는 요인 및 주택연금과 관련한 선행연구를 분석하고자 한다.

1. 선행연구

삶의 만족도는 삶의 질을 측정하는 주관적 지표 중 하나로서 개인의 삶에 대한 전반적인 평가의 개념이다. Diener(1984)는 개인의 삶에 대한 인지적 평가로 정의하였으며

Veenhoven(1996)은 자신의 전반적인 삶의 질을 얼마나 긍정적으로 평가하는 정도로 정의하였다. Pavot and Diener(1993)는 자신의 주관적 판단기준에 따라 자신의 삶에 대한 의식적인 인지적 판단으로 정의하였다. 국내문헌에서도 삶의 만족도 대한 정의는 앞서 제시한 해외문헌과 유사하다(최성재 1996; 김희주·주경희 2008; 최인근 2008).

삶의 만족은 삶의 영역(domain of life) 또는 요인과도 밀접한 연관성이 존재한다. 다수의 연구에서는 삶의 만족은 삶의 영역에 대한 만족의 결과물로 언급하고 있다(Cummins 1996, 1998, 2003; Headey et al 1984; Headey and Wearing 1992; Meadow et al 1992; Rampichini and D'Andrea 1998; Salvatore and Muñoz Sastre 2001; Veenhoven 1996). 그러나 이러한 삶의 영역에 대한 열거와 구분이 임의적이라는 점이다. 따라서 연구의 대상 및 목적에 따라 선택 가능한 삶의 영역이 달라질 수 있으며 주요 연구자들이 분류한 삶의 영역(요인)은 <Table 1>과 같다.

<Table 1> The life domains(factors) suggested by researcher

| 연구자 | 삶의 영역(요인) |
|--------------------------|--|
| Cummins(1996) | 물질적 행복, 건강, 생산성, 친밀감, 안전, 공동체, 정서적 행복 |
| Argyle(2001) | 재물, 건강, 일과 고용, 사회적 관계, 레저, 주택, 교육 |
| Day(1987) | 가정생활, 노동, 사회적 활동, 여가활동, 건강, 소비, 내구재(부동산 등)소유, 종교, 국가적 상황 |
| Headey and Wearing(1992) | 레저, 결혼, 건강, 성 생활, 우정, 삶의 기준 |

특히, 중·고령자의 경우 삶의 만족도에 영향을 주는 요인으로는 건강상태, 사회활동 참여정도, 자녀와의 동거 여부 그리고 혼인상태 등 인구학적 배경, 근로소득 유무 및 자산보유정도, 사회경제적 배경 등으로 언급되고 있다(신현구 2007; 손종철 2010; 조동훈 2015). 김시월·조향숙(2012)은 국민연금공단의 국민노후보장패널조사 데이터를 이용하여 중·고령자 단독가구의 재정(소득, 자산), 건강, 심리상태에 따른 삶의 만족도를 분석하였다. 분석결과 남성보다는 여성이, 재정 및 건강만족도가 높을수록, 심리상태가 안정될수록 삶의 만족도가 높게 나타났다.

선행연구를 통해 삶의 만족도를 결정하는 요인은 소득(재물), 자산(주택)과 같은 물질적인 영역뿐만 아니라 사회적 관계, 건강, 정서적 행복, 가정생활과 같은 비 물질적 영역도

영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 주택연금은 노후소득이 제공될 뿐만 아니라 자신에게 익숙한 지역에 계속 거주할 수 있는 주거안정성이 보장된다는 측면에서 심리적 안정감 등 비 물질적인 요인도 포함하고 있다. 이에, 소득과 주거안정성 요인이 중·고령자 삶의 만족도에 어떠한 영향 미치는지 분석한 선행연구를 살펴보기로 한다.

장항채(2018)는 소득유형별 고령자 삶의 만족도를 분석한 결과, 근로소득, 금융소득, 공적연금은 고령자 삶의 만족도와 양(+)의 관계를 보인 반면, 사회보장소득, 기타소득 등은 음(-)의 관계를 보여주었다. 반면, 김대환 외(2011)는 공적연금과 사적연금 소득에 따른 삶의 만족도를 분석한 결과 공적연금인 국민연금은 중·고령자 삶의 만족도에 영향을 주지 못한 반면, 개인연금 등 사적연금은 삶의 만족도를 높이는 유의한 요소임을 보여주었다. 그렇다면, 국민연금 수급이 왜 중·고령자 삶의 만족도에 유의한 영향을 주지 못하는 이유에 대해 권혁창·이은영(2012)은 다음의 두 가지로 설명하였다.

첫째, 우리나라의 국민연금제도는 미성숙한 단계로 연금수급자의 보험료 납입기간이 짧아 연금수급액이 적다는 점을 들 수 있다. 다음으로, 선진국의 경우 실질 소득 증가에도 행복수준이 상승하지 않는다는 Eastern의 연구결과를 토대로 일정 빈곤선을 초과할 경우 국민연금액이 절대적인 소득은 증가시킬 수 있어도 상대적 소득은 변하지 않기 때문임을 언급하였다.

한편, 주택연금은 노후빈곤 완화 및 소득보장효과가 높다는 점이 다수의 연구에서 언급되고 있다(김안나 2007; 김대환·이봉주·류건식 2017; 변준석·홍희정 2017; 백인걸·최경진 2020).

우리보다 먼저 공적보증의 역모기지제도가 출범한 미국의 경우 주택연금이 가입자의 재무적 만족도에 직접적인 영향을 미쳤으며(Kim et al. 2012) 재무적 만족도는 자산수준이 높고 부채가 낮을수록 높게 나타났다(Hansen et al. 2008).

이재송·최열(2017)은 '2016년 주택연금 수요실태조사' 자료를 바탕으로 연령, 성별, 지역, 교육정도, 수입과 자산 등의 11개 주요 독립변수들이 주택연금 이용자의 만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 연령이 높은 여성의 수도권 거주자일수록 만족도가 높게 나타났다. 분석결과에 대해 고연령 일수록 월지급금이 높게 지급되고 여성이 경제권을 쥐고 있는 상황에서 안정적인 수입이 발생한 점, 생활비가 상대적으로 많이 드는 수도권에서의 생활비 보조효과가 크기 때문으로 해석하였다.

한편, 거주안정이 삶의 만족도에 미치는 영향과 관련하여 Rowles(1993)는 자신이 거주하는 주택을 포함하여 익숙한 지역에 대한 고령자의 애착은 물리적, 심리적, 그리고 사회적 측면에서 노후 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있음을 주장하였다. 물리적 차원에서는 자신이 소유한 주택에 거주함으로써 얻을 수 있는 익숙한 주변 환경이 신체활동 및 인지력의 감소로 인한 불편함을 보완해 줄 수 있다. 심리적 차원에서는 자신이 거주하는 장소에 대한 편안함이나 안정감을 얻을 수 있으며, 사회적 차원에서는 가족, 이웃 등으로부터 사회적 지원을 받을 수 있는 유익이 존재한다.

또한, 주택연금을 통한 노후소득의 유동성 확보는 잠재적으로 자신의 주택에 대한 유지 또는 수선을 가능하게 함으로써 중·고령자의 주거 만족도를 증가시키는 것으로 나타났다(Amerigo and Aragones 1997; Fernandez-Carro et al. 2015). 다른 관점에서는 주택 연금이 은퇴 이후 익숙한 장소(place)에서 가능한 오랫동안 사람들과의 관계를 유지하면서 보내는 것을 의미하는 Aging In Place(이하 “AIP”) 실현에 유용한 수단이기 때문이다.

실제 미국 AARP가 50세 이상 성인남녀를 대상으로 조사한 보고서에 따르면 약 68%가 자신의 주택 또는 지역에 가능한 오랫동안 거주하기를 희망하는 것으로 나타났다. 우리나라에서도 통계청의 2015년 사회조사 결과, 65세 이상 고령자의 86%가 자신의 집에 거주 하길 희망하였다. 이러한 조사결과는 노년에 자신의 익숙한 환경에서 독립적인 생활을 영위하고자 하는 욕구가 반영된 결과로 볼 수 있다. 노후소득이 부족한 고령자의 경우 AIP 실현을 위해서는 주택연금 가입이 하나의 대안으로 고려될 수 있으므로 주택연금 가입과 AIP 의향 사이에 강한 양(+)의 상관관계를 존재할 수 있음을 짐작할 수 있다.

주택연금의 소득 및 주거안정 보장이 가족과 사회에 독립된 인격체로서 노후생활을 영위할 수 있는 중요한 매개체이며 가입자 삶의 만족도를 높여 성공적인 노후를 보낼 수 있는 가능성을 높이고 있다(유지연·한창근 2018). 즉, 주택연금 가입이 단순한 이용자 만족도를 넘어 사회적 관계형성에도 도움을 주어 전반적인 노후 삶의 만족도를 향상시키는 역할을 하고 있다. 그러나 주택연금 가입 전 개인이 처한 재무적 상황, 상속에 대한 니즈, 거주환경 등이 상이하므로 이를 고려한 주택연금 가입 여부 및 시기에 대한 결정이 필요할 것이다. 실제 미국의 경우 가입 전 상담을 받은 이용자일수록 가입 후 만족도가 높게 나타

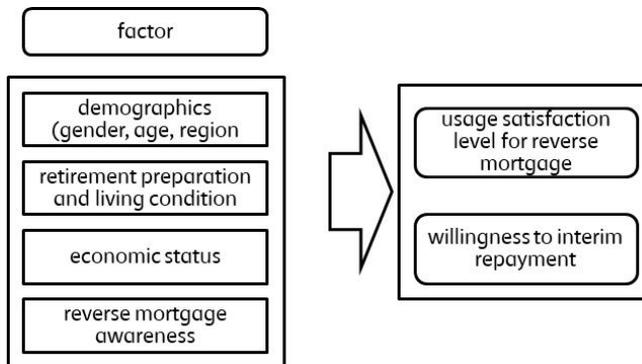
났다(Redfoot et al. 2007; Moulton et al. 2017). 만약, 이에 대한 충분한 고려 없이 가입할 경우 주택연금의 만족도에 차이가 있을 것으로 판단된다.

III. 연구모형 및 방법

1. 연구모형

본 연구는 비레오즈 로짓모형을 활용하여 인구통계, 은퇴준비 및 생활 실태, 경제 상태, 주택연금에 대한 인식과 관련된 독립변수들 중 어떠한 변수가 주택연금 가입자의 만족도와 중도상환 의향에 영향을 주는지를 찾고자 한다. 이에 대한 연구모형은 <Figure 1>에 제시되었다.

<Figure 1> Research model



본 연구에서는 리커트 5점 순서형 척도인 주택연금 이용 만족도의 원점수는 비레오즈 로짓모형의 비레오즈 가정을 만족하지 않아, 원점수의 ‘매우 만족한다’(5점)를 ‘만족한다’(4점)와 같이 4점, ‘매우 불만이다’(1점)를 ‘불만이다’와 같이 2점으로 단순화하여, 비레오즈 로짓모형 적용은 비레오즈 가정을 만족하는 불만(2점), 보통(3점), 만족(4점)과 같이 3개의 순서형 범주로 단순화하였다. 주택연금 중도상환 의향은 “상환할 계획이 전혀 없다”, “여건이 되면 상환하겠다”, “구체적인 상환 계획이 있다”의 3개의 범주이나 “구체적인

상환계획이 있다”로 응답한 대상이 13명(1.6%)로 너무 작아 “여건이 되면 상환하겠다”와 “구체적인 상환계획이 있다”를 “1”, “상환할 계획이 전혀 없다”를 “0”으로 하는 2개의 범주로 축소하여 분석하였다.

2. 연구방법

본 연구에서 사용하는 비례오즈 로짓모형은 이항로짓모형을 순서형 다항으로 확장하여 순서화된 다항 중 하나를 선택할 수 있도록 고안된 모형이다(최경진·전희주 2020; 이덕로·전희주 2013).

상기 언급한 내용을 구체적으로 설명하면, 범주 $1, \dots, J$ 를 갖는 반응변수 Y 가 범주 j 이 하에 해당할 확률인 j 번째 누적확률(cumulative probability), $P(Y \leq j) = p_1 + \dots + p_j$, $j = 1, \dots, J$ 은 $P(Y \leq 1) \leq \dots \leq P(Y \leq J) = 1$ 과 같이 순서적 성질을 갖는다. 처음 $J-1$ 개의 로짓은

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(Y \leq j)]_i &= \log\left(\frac{P(Y \leq j)}{1 - P(Y \leq j)}\right) \\ &= \log\left(\frac{p_1 + \dots + p_j}{p_{j+1} + \dots + p_J}\right) \\ &= \alpha_j + \beta x_i, \quad j = 1, \dots, J-1, i = 1, \dots, n \end{aligned} \quad (2.1)$$

과 같이 표현되며, 이를 누적로짓(cumulative logit)이라 한다. 누적로짓모형은 일반 로짓모형과 달리 설명변수 x_i 의 효과를 $\beta(\beta_1 = \dots = \beta_{J-1})$ 로 동일하게 가정을 한다. 즉 $J-1$ 개의 순서형 누적로짓 모형들의 독립변수인 x_i 의 값에 대한 β 는 $j = 1, \dots, J-1$ 에 대하여 동일한 비례상수가 된다. 이를 반영한 식(2.1)를 비례오즈 로짓모형 또는 순위로짓모형(ordered logit model)이라 한다(전희주·오평석 2011; Agresti 2007).

IV. 실증분석

1. 데이터 및 기술통계량

본 연구는 한국주택금융공사가 매년 실시하는 ‘2019년 주택연금 수요실태조사’ 중 주택연금 이용가구 조사결과를 활용하였다. 여기서 주택연금 이용가구는 최근 1년 이내 주택연금에 가입한 가구(보증서 발급일 기준 2017년 7월부터 2018년 6월 이내)로서 총 800가구를 표본으로 추출하였다. 구체적인 표본 추출 방법은 전체 이용가구 리스트를 근거로 거주지역/연령별 비율로 할당하였으며, 표본오차는 95% 신뢰수준에서 800가구 기준 $\pm 3.5\%$ 이다. 조사방법은 사전 전화 접촉을 통해 본 설문조사에 동의한 가구를 대상으로 대면 면접 방식으로 진행하였다.

〈Table 2〉~〈Table 5〉는 ‘2019년 주택연금 수요실태조사’ 주택연금 이용자 800명의 인구통계학적 구성, 은퇴 준비 및 생활 실태 특성, 경제 상태 특성, 주택연금에 대한 인식과 관련한 총 22개 설명변수 별 주택연금 이용만족도에 대한 기술통계량들이다. 〈Table 2〉의 주택연금 이용자들의 인구통계학적 구성을 보면, 설문응답자는 남성 367명(45.9%), 여성 433명(54.1%)이며, 연령은 65세 미만 55명(6.9%), 65~70세 미만 115명(14.4%), 70~75세 미만 173명(21.6%), 75~80세 미만 220명(27.5%), 80~85세 미만 169명(21.1%), 85세 이상은 68명(8.5%)으로 구성되었다.

전체 이용자들의 주택연금 이용 만족도 평균은 3.80(표준편차 0.64)로 나타났으며 성별 차이는 없지만 고 연령, 독신, 자녀 수가 많을수록 주택연금 이용 만족도는 더 높게 나타났다.

〈Table 2〉 The sample's demographic characteristics

| variables | | n | % | satisfaction | |
|-----------|--------|-----|------|--------------|------|
| | | | | mean | sd |
| gender | male | 367 | 45.9 | 3.80 | 0.64 |
| | female | 433 | 54.1 | 3.80 | 0.65 |
| age | < 65 | 55 | 6.9 | 3.42 | 0.81 |
| | < 70 | 115 | 14.4 | 3.73 | 0.65 |
| | < 75 | 173 | 21.6 | 3.82 | 0.67 |
| | < 80 | 220 | 27.5 | 3.79 | 0.62 |

| | | | | | |
|-----------------|-----------------|-----|-------|------|------|
| | < 85 | 169 | 21.1 | 3.89 | 0.61 |
| | ≥ 85 | 68 | 8.5 | 3.97 | 0.42 |
| having spouse | yes | 466 | 58.3 | 3.76 | 0.67 |
| | no | 334 | 41.8 | 3.85 | 0.61 |
| no. of children | none | 36 | 4.5 | 3.53 | 0.77 |
| | 1 | 70 | 8.8 | 3.71 | 0.62 |
| | 2 | 268 | 33.5 | 3.77 | 0.67 |
| | 3 | 260 | 32.5 | 3.84 | 0.67 |
| | 4 | 105 | 13.1 | 3.80 | 0.56 |
| | ≥ 5 | 61 | 7.6 | 3.97 | 0.41 |
| residence | Seoul | 211 | 26.4 | 3.59 | 0.69 |
| | Busan | 78 | 9.8 | 3.74 | 0.59 |
| | Dae-gu | 40 | 5.0 | 3.65 | 0.66 |
| | Incheon | 20 | 2.5 | 3.85 | 0.37 |
| | Gwangju | 17 | 2.1 | 3.82 | 0.64 |
| | Daejeon, Sejong | 20 | 2.5 | 3.90 | 0.31 |
| | Ulsan | 9 | 1.1 | 3.78 | 1.20 |
| | Gyeonggi-do | 291 | 36.4 | 3.95 | 0.59 |
| | Gangwon-do | 9 | 1.1 | 3.67 | 0.50 |
| | Chungcheong-do | 26 | 3.3 | 4.04 | 0.45 |
| | Jeonlado, Jeju | 26 | 3.3 | 3.69 | 0.55 |
| | Gyung-sang-do | 53 | 6.6 | 3.85 | 0.77 |
| total | | 800 | 100.0 | 3.80 | 0.64 |

〈Table 3〉은 주택연금 이용자의 은퇴 준비 및 생활 실태 특성 변수들과 그 특성에 따른 주택연금 이용 만족도를 보여준다. 주택연금 이용자들은 85.6%가 무직으로 본인과 배우자 모두 직업을 가지고 있는 경우 만족도가 3.90으로 가장 높았고 모두 직업을 가지고 있지 않은 경우 만족도가 3.81로 다음으로 높게 나타났다.

또한, 경제, 노후, 재산관련 정보를 TV와 라디오에서 얻고 있는 주택연금 이용자의 만족도가 가장 높았으며 노후준비가 충분하다고 대답한 응답자일수록 만족도가 높게 나타났다.

〈Table 3〉 The sample's retirement preparation and living condition characteristics

| variables | | n | % | satisfaction | |
|---|----------------------|-----|-------|--------------|------|
| | | | | mean | sd |
| myself and spouse's job | myself | 77 | 9.6 | 3.71 | 0.78 |
| | spouse | 28 | 3.5 | 3.57 | 0.69 |
| | both | 10 | 1.3 | 3.90 | 0.57 |
| | none | 685 | 85.6 | 3.81 | 0.63 |
| time to sign up for a reverse mortgage (year) | < 3 | 408 | 51.0 | 3.81 | 0.63 |
| | < 6 | 108 | 13.5 | 3.73 | 0.76 |
| | < 10 | 48 | 6.0 | 3.94 | 0.43 |
| | < 20 | 155 | 19.4 | 3.69 | 0.68 |
| | ≥ 20 | 81 | 10.1 | 3.94 | 0.53 |
| information source | TV, radio | 680 | 85.0 | 3.81 | 0.64 |
| | newspaper, magazine | 16 | 2.0 | 3.56 | 0.73 |
| | internet, mobile | 7 | 0.9 | 3.57 | 0.53 |
| | spouse, family | 61 | 7.6 | 3.79 | 0.71 |
| | friend, acquaintance | 36 | 4.5 | 3.69 | 0.52 |
| preparation for old age | very enough | 2 | 0.3 | 4.50 | 0.71 |
| | enough | 123 | 15.4 | 3.98 | 0.50 |
| | common | 385 | 48.1 | 3.89 | 0.61 |
| | short | 257 | 32.1 | 3.62 | 0.67 |
| | very short | 33 | 4.1 | 3.36 | 0.82 |
| government support | enough | 348 | 43.5 | 3.94 | 0.54 |
| | not enough | 452 | 56.5 | 3.69 | 0.70 |
| private financial products for old age | enough | 425 | 53.1 | 3.89 | 1.20 |
| | not enough | 375 | 46.9 | 3.69 | 0.63 |
| total | | 800 | 100.0 | 3.80 | 0.65 |

〈Table 4〉는 주택연금 이용자들의 경제 상태 특성과 그 특성에 따른 주택연금 이용 만족도를 보여준다. 수입이 높을수록, 월수입이 충분하다고 생각할수록 주택연금에 대한 만족도는 높아지는 것을 알 수 있다. 수입항목 중 부동산 임대소득이 높을수록 주택연금에 대한 만족도는 커지는 것으로 보인다.

〈Table 4〉 The sample's economic status characteristics

| variables | | n | % | satisfaction | |
|---|-------------------------|-----|-------|--------------|------|
| | | | | mean | sd |
| income (unit: 10,000 won) | < 100 | 106 | 13.3 | 3.73 | 0.63 |
| | < 150 | 229 | 28.6 | 3.71 | 0.70 |
| | < 200 | 165 | 20.6 | 3.80 | 0.62 |
| | < 300 | 126 | 15.8 | 3.85 | 0.58 |
| | ≥ 300 | 174 | 21.8 | 3.91 | 0.63 |
| income source | earned income | 62 | 7.8 | 3.69 | 0.78 |
| | public pension | 144 | 18.0 | 3.88 | 0.59 |
| | private pension | 9 | 1.1 | 3.78 | 0.67 |
| | property for rent | 14 | 1.8 | 4.14 | 0.53 |
| | saving financial income | 20 | 2.5 | 3.50 | 0.61 |
| | reverse mortgage | 540 | 67.5 | 3.79 | 0.64 |
| | children or relative | 11 | 1.4 | 3.73 | 0.47 |
| Is your monthly income sufficient? | very enough | 6 | 0.8 | 4.33 | 0.52 |
| | enough | 142 | 17.8 | 3.99 | 0.53 |
| | common | 384 | 48.0 | 3.88 | 0.59 |
| | short | 231 | 28.9 | 3.63 | 0.65 |
| | very short | 37 | 4.6 | 3.14 | 0.89 |
| income before reverse mortgage (unit: 10,000 won) | < 100 | 106 | 13.3 | 3.73 | 0.63 |
| | < 150 | 229 | 28.6 | 3.71 | 0.70 |
| | < 200 | 165 | 20.6 | 3.80 | 0.62 |
| | < 300 | 188 | 23.5 | 3.87 | 0.58 |
| | ≥ 300 | 112 | 14.0 | 3.90 | 0.66 |
| asset (unit: 100,000,000won) | < 1.5 | 85 | 10.6 | 3.88 | 0.59 |
| | < 3.0 | 302 | 37.8 | 3.82 | 0.59 |
| | < 4.5 | 170 | 21.3 | 3.67 | 0.66 |
| | < 6.0 | 161 | 20.1 | 3.80 | 0.74 |
| | ≥ 6.0 | 82 | 10.3 | 3.88 | 0.62 |
| enough assets for old age | very enough | 5 | 0.6 | 4.40 | 0.55 |
| | enough | 112 | 14.0 | 4.02 | 0.48 |
| | common | 420 | 52.5 | 3.86 | 0.60 |
| | short | 231 | 28.9 | 3.61 | 0.67 |
| | very short | 32 | 4.0 | 3.34 | 0.90 |
| total | | 800 | 100.0 | 3.80 | 0.65 |

또한, 보유하고 있는 자산이 가장 낮은 1.5억 원 미만과 가장 높은 6억 원 이상의 자산을 가지고 있는 응답자가 그 외 다른 자산금액을 보유하고 있는 응답자 대비 주택연금 만족도가 모두 3.88로 높게 나타났다. 다음으로 노후대비 자산이 충분하다고 생각할수록 주택연금에 대한 만족도 점수는 높은 경향을 보여주고 있다.

〈Table 5〉 The sample's reverse mortgage awareness characteristics

| variables | | n | % | satisfaction | |
|--|-----------------------------|------|-------|--------------|------|
| | | | | mean | sd |
| the reason to use the reverse mortgage source | not to help from children | 310 | 38.8 | 3.81 | 0.56 |
| | no method in old age | 314 | 39.3 | 3.78 | 0.66 |
| | for better life | 71 | 8.9 | 3.86 | 0.76 |
| | for more living expense | 36 | 4.5 | 3.78 | 0.76 |
| | for benefit | 7 | 0.9 | 4.00 | 0.58 |
| | with recomm. of children | 60 | 7.5 | 3.67 | 0.73 |
| | others | 2 | 0.3 | 4.00 | 0.00 |
| subscription period after leaning reverse mortgage | < 1 year | 6 | 0.8 | 4.33 | 0.52 |
| | < 2 year | 142 | 17.8 | 3.99 | 0.53 |
| | < 4 year | 384 | 48.0 | 3.88 | 0.59 |
| | ≥ 4 year | 231 | 28.9 | 3.63 | 0.65 |
| considerations before subscribing a reverse mortgage | sufficient amount | 425 | 53.1 | 3.85 | 0.65 |
| | Complexity of the procedure | 20 | 2.5 | 3.70 | 0.66 |
| | uncertainty of receipt | 81 | 10.1 | 3.81 | 0.48 |
| | much guarantee fee | 34 | 4.3 | 3.68 | 0.64 |
| | children's dislikeness | 36 | 4.5 | 3.53 | 0.56 |
| | secret exposure | 17 | 2.1 | 3.52 | 0.80 |
| | receipt of same amount | 77 | 9.6 | 3.82 | 0.40 |
| etc | 110 | 13.8 | 3.64 | 0.50 | |
| favor to discuss reverse mortgage | spouse | 295 | 42.4 | 3.76 | 0.67 |
| | son | 217 | 31.2 | 3.87 | 0.57 |
| | daughter | 131 | 18.8 | 3.82 | 0.68 |
| | daughter(son) of law | 15 | 2.2 | 3.93 | 0.46 |
| | relative | 11 | 1.6 | 3.91 | 0.54 |
| | friend | 12 | 1.7 | 3.67 | 0.49 |
| | none | 15 | 2.2 | 3.73 | 0.80 |
| willingness to interim repayment | none | 712 | 89.0 | 3.84 | 0.63 |
| | if necessary | 75 | 9.4 | 3.40 | 0.70 |
| | yes | 13 | 1.6 | 3.76 | 0.60 |
| total | | 800 | 100.0 | 3.80 | 0.65 |

〈Table 5〉는 주택연금 이용자들의 주택연금에 대한 인식과 그 특성에 따른 주택연금 이용 만족도를 보여준다. 주택연금을 이용하게 된 주요 계기는 자녀들에게 생활비 도움을 받

고 싶지 않아서(38.8%), 노후생활에 필요한 돈을 준비할 다른 방법이 없어서(39.3%) 가입한 이용자의 만족도가 높게 나타났다. 주택연금 가입 시 고려사항은 매달 받는 연금이 충분한지 여부(53.1%)와 평생 동안 매달 연금을 받을 수 있는지(10.1%)를 고려한 이용자의 만족도가 높게 나타났다. 중도상환 의향(willingness to interim repayment)은 '상환계획이 없다.'가 89%를 차지했으며 '중도상환을 하겠다.'고 답한 응답자보다 주택연금 이용 만족도는 매우 높게 나타났다.

2. 모형분석 결과

먼저 앞에서 고려된 22개 설명변수들을 대상으로 변수 진입과 제거 기준 모두 유의수준 0.05를 사용한 단계적 제거법(stepwise elimination method)을 사용하여 최적모형을 선택하였다. 최종 선택된 비례오즈 로짓모형은 통계적 유의수준 0.05하에서 비례오즈 가정이 타당한 것으로 나타났다(부록의 <Appendix Table 1> 참조). 또한 선택된 최적모형에 대한 적합도(goodness of fit)와 통계량 이탈도(deviance)/df, AIC(Akaike's Information Criteria) 등은 부록의 <Appendix Table 2>에 제시하였다.

<Table 6>은 최적의 비례오즈 로짓모형에서 선택된 주택연금 이용 만족도에 유의하게 영향을 주는 요인들이다. 주택연금 이용 만족도에 영향을 주는 주요 요인은 배우자 유무, 노후대비 자산충분성, 노후준비와 관련한 정부지원, 중도상환계획, 자녀 수, 거주지역, 주택연금 가입 전 고려사항, 자산보유정도, 수입출처 순으로 나타났다. 이재송·최열(2017)의 연구에서는 연령, 성별, 거주지역만이 만족도에 유의한 영향을 미치는 요인으로 언급되고 있으나 본 연구에서는 그보다 다양한 요인들이 가입자 만족도에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

〈Table 6〉 Effective factor to reverse mortgage satisfaction

| factor | df | Wald χ^2 | p-value | order of importance |
|-----------------------------------|----|---------------|---------|---------------------|
| spouse | 1 | 5.39 | 0.0203 | 9 |
| no. of children | 5 | 21.76 | 0.0006 | 4 |
| residence | 11 | 28.20 | 0.0030 | 5 |
| government support | 1 | 14.20 | 0.0002 | 2 |
| income source | 6 | 15.77 | 0.0150 | 8 |
| asset | 4 | 13.56 | 0.0088 | 7 |
| enough assets for old age | 4 | 40.51 | <.0001 | 1 |
| considerations before subscribing | 7 | 20.79 | 0.0041 | 6 |
| willingness to interim repayment | 2 | 13.60 | 0.0006 | 3 |

〈Table 7〉은 최종 선택된 비례오즈 로짓모형의 계수와 오즈비 추정값을 제시하고 있다. 〈Table 7〉을 보면, 배우자가 있는 주택연금 이용자의 배우자가 없는 경우보다 주택연금 이용 만족도의 오즈는 $\exp(-0.5152)=0.597$ 배 낮게 나타났다. 이는 주택연금이 독거노인가구의 노후소득 마련 및 주거안정에 중요한 역할을 하고 있음을 보여준다. 또한 주택연금 이용자의 자녀가 많을수록 주택연금 이용의 만족도는 더 높은 경향을 보였다. 일반적으로 자녀 수가 많을 수록 상속의향이 높으니(방승희 2017), 다수의 자녀에게 동의를 받아 주택연금에 가입할 경우 그만큼 상속부담 경감으로 인한 가입 만족도는 높다는 점을 알 수 있다.

거주지역에 따라 주택연금 이용자의 주택연금 이용만족도에 차이가 존재하나 거주지역은 통제변수로서 별도의 해석은 하지 않고자 한다.

노후준비와 관련한 정부지원에 대해서는 정부지원이 충분하지 않다고 답한 응답자가 충분하다고 답한 응답자보다 오히려 주택연금 이용 만족도의 오즈가 $\exp(0.8159)=2.261$ 배 높음을 보인다. 정부의 노후생활지원이 주로 저소득 고령층을 중심으로 이뤄지고 있는 상황에서 중산층 이상 차상위계층의 노후생활비 마련 수단으로 주택연금이 중요한 대안이 될 수 있음을 보여준다 할 것이다.

수입출처를 살펴보면, 자녀/친지의 도움을 받는 경우 대비 부동산 임대 소득자의 주택연금 이용 만족도의 오즈는 $\exp(0.8148)=2.259$ 배, 국민연금 등 공적연금 수급자의 주택연금 이용만족도 오즈는 $\exp(0.7312)=2.078$ 배, 근로사업소득 $\exp(0.4833)=1.621$ 배인 반면,

개인연금/퇴직연금 등 사적연금 수급자는 $\exp(-0.1009)=0.904$ 배, 금융소득자는 $\exp(-1.4560)=0.233$ 배로 주택연금 이용만족도가 상대적으로 낮게 나타났다. 이는 생계형 임대소득자 중 대부분은 은퇴한 고령층으로 이들에 대한 과세 및 건강보험료 부과로 인한 세 부담, 임차주택의 공실발생 가능성이 존재한다. 즉, 임대소득은 연금소득 또는 금융소득에 비해 현금흐름의 안정성 측면에서 불리한 점이 존재하므로 임대소득에 의존하여 생활하는 고령자가 안정적인 현금흐름이 제공되는 주택연금에 가입할 경우 이에 대한 만족도는 다른 소득자에 비해 상대적으로 높다는 점을 보여주고 있다. 다음으로 공적연금 수급자의 만족도가 높다는 점은 권혁창·이은영(2012)의 주장에서도 알 수 있듯이 국민연금 가입기간 짧아 노후소득이 부족한 70대 이상 고령층의 주택연금 이용 만족도가 높게 나타난 것으로 판단할 수 있다.

자산보유액이 1.5억 원 미만인 경우 주택연금 이용 만족도가 가장 높았으며 자산이 작을수록 주택연금 이용에 대한 만족도는 높아지며, 노후대비 충분한 자산이 부족하다고 생각할수록 주택연금 이용 만족도는 높아지는 경향을 보이고 있다. 이는 현재 주택가격이 1.5억 원 미만인 기초연금 수급자를 대상으로 시행하고 있는 우대형 주택연금에 제도에 대한 영향으로 볼 수 있으며 동시에 노후대비 자산이 작을수록 주택 다운사이징 등을 활용한 노후소득 마련이 쉽지 않은 상황에서 주택연금이 저가 주택을 소유한 고령층의 노후소득 마련에 중요한 역할을 하고 있음을 의미한다 할 것이다. 이와 관련하여 정부는 지난 2019년 12월부터 우대형 주택연금에 신규로 가입하는 신청자의 월 지급금을 일반 주택연금 가입자 보다 기존 13%에서 최대 20%까지 가산 지급하는 등 저 소득 고령층의 노후소득 보장을 강화한 부분은 주택연금 만족도 향상 측면에서도 의미 있는 조치로 판단된다.

주택연금 가입 전 고려사항과 관련해서는 기타 항목 대비 주택연금액의 충분성 및 현금흐름의 안정성을 고려하여 가입한 이용자의 주택연금 이용만족도 오즈가 높게 나타났다. 이는 해외문헌(Redfoot et al. 2007; Moulton et al. 2017)의 결과와 마찬가지로 우리나라도 가입 전 충분한 상담의 중요성을 보여주는 결과로 볼 수 있다. 따라서 주택연금의 제도적 특성을 충분히 이해하고 가입하는 것이 필수적이다. 예를 들어, 주택연금의 월지급금은 매년 장기 주택가격상승률을 반영하여 산정되므로 가입 시점 산정된 월지급금은 담보주택가격 변동에 관계없이 종신까지 정액으로 지급된다.

주택가격 변동에 관계없이 정액의 월지급금이 지급되는 특성은 다음의 두 가지 장점이 존재한다. 먼저, 주택가격 하락 시에도 월지급금이 변동되지 않으므로 종신까지 안정적인 현금흐름 예측이 가능하다. 만약, 사망으로 인한 계약종료 시 주택처분가치가 월지급금을 포함한 대출잔액에 미달하더라도 상환금액은 주택처분가치에 한정된다. 다음으로 주택가격이 상승 시에도 월지급금은 변동되지 않으나 사망 시점 주택처분 가액이 대출잔액을 초과할 경우 그 차액에 대해서는 유족에게 상속이 가능하다. 이러한 특성을 충분히 인지한 가입자는 상대적으로 만족도가 높게 나타난 반면, 월지급금의 지급특성 및 제도전반에 대한 이해가 부족한 일부 가입자는 중도해지 하는 경우가 발생하고 있다.

마지막으로 중도상환 의향과 관련하여 중도상환계획이 없다고 응답한 이용자가 중도상환을 생각하고 있는 이용자 대비 주택연금 이용만족도 오즈가 1.224배 높은 것으로 나타났다.

〈Table 7〉 Proportional odds logit model fit estimate

| factor | parameter | df | $\hat{\beta}$ | s.e. | p-value | $\exp(\hat{\beta})$ |
|-----------------|-----------------|--------|---------------|--------|---------|---------------------|
| intercept | | 1 | 13.984 | 232.3 | 0.9520 | - |
| | | 1 | 16.496 | 232.3 | 0.9434 | - |
| having spouse | yes | 1 | -0.5152 | 0.2220 | 0.0203 | 0.597 |
| | no | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| no. of children | 0 | 1 | -3.1277 | 0.7081 | <0.0001 | 0.044 |
| | 1 | 1 | -1.4871 | 0.6577 | 0.0238 | 0.226 |
| | 2 | 1 | -1.5613 | 0.5897 | 0.0081 | 0.210 |
| | 3 | 1 | -1.6779 | 0.5921 | 0.0046 | 0.187 |
| | 4 | 1 | -1.8481 | 0.6257 | 0.0031 | 0.158 |
| | ≥5 | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| residence | Seoul | 1 | -0.0255 | 0.4338 | 0.9530 | 0.975 |
| | Busan | 1 | -0.0913 | 0.4741 | 0.8473 | 0.913 |
| | Dae-gu | 1 | 0.9117 | 0.5719 | 0.1109 | 2.489 |
| | Incheon | 1 | 1.3479 | 0.8589 | 0.1165 | 3.849 |
| | Gwangju | 1 | 0.0505 | 0.7653 | 0.9474 | 1.052 |
| | Daejeon, Sejong | 1 | 1.7932 | 0.8908 | 0.0441 | 6.009 |
| | Ulsan | 1 | 0.3254 | 0.8970 | 0.7168 | 1.385 |
| | Gyeonggi-do | 1 | 0.9475 | 0.4400 | 0.0313 | 2.579 |
| | Gangwon-do | 1 | -0.7870 | 0.9322 | 0.3985 | 0.455 |
| Chungcheong-do | 1 | 1.5815 | 0.8707 | 0.0693 | 4.862 | |

| | | | | | | |
|--|-----------------------------|--------|---------|--------|--------|--------|
| | Jeonlado, Jeju | 1 | -0.4110 | 0.6373 | 0.5189 | 0.663 |
| | Gyungsang-do | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| government support | enough | 1 | 0.8159 | 0.2165 | 0.0002 | 2.261 |
| | not enough | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| income source | earned income | 1 | 0.4833 | 0.8192 | 0.5552 | 1.621 |
| | public pension | 1 | 0.7312 | 0.7900 | 0.3546 | 2.078 |
| | private pension | 1 | -0.1009 | 1.0838 | 0.9258 | 0.904 |
| | property for rent | 1 | 0.8148 | 1.3175 | 0.5362 | 2.259 |
| | saving financial income | 1 | -1.4560 | 0.9075 | 0.1086 | 0.233 |
| | reverse mortgage | 1 | 0.3363 | 0.7656 | 0.6604 | 1.400 |
| | children or relative | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| asset (unit: 100,000,000won) | < 1.5 | 1 | 0.5005 | 0.5548 | 0.3669 | 1.650 |
| | < 3.0 | 1 | -0.0273 | 0.3961 | 0.9450 | 0.973 |
| | < 4.5 | 1 | -0.7952 | 0.3867 | 0.0397 | 0.451 |
| | < 6.0 | 1 | -0.5113 | 0.3769 | 0.1749 | 0.600 |
| | ≥ 6.0 | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| enough assets for old age | very enough | 1 | -13.329 | 232.3 | 0.9542 | <0.001 |
| | enough | 1 | -12.131 | 232.3 | 0.9584 | <0.001 |
| | common | 1 | -11.358 | 232.3 | 0.9610 | <0.001 |
| | short | 1 | -10.005 | 232.3 | 0.9656 | <0.001 |
| | very short | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| considerations before subscribing a reverse mortgage | sufficient amount | 1 | 0.0047 | 0.3173 | 0.9882 | 1.005 |
| | Complexity of the procedure | 1 | -0.7737 | 0.6415 | 0.2277 | 0.461 |
| | uncertainty of receipt | 1 | 0.3087 | 0.4477 | 0.4906 | 1.362 |
| | much guarantee fee | 1 | -1.1701 | 0.5197 | 0.0243 | 0.310 |
| | children's dislikeness | 1 | -0.0271 | 0.5327 | 0.9594 | 0.973 |
| | secret exposure | 1 | -0.4000 | 0.6744 | 0.5531 | 0.670 |
| | receipt of same amount | 1 | -1.1357 | 0.4039 | 0.0049 | 0.321 |
| etc | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 | |
| willingness to interim repayment | none | 1 | 0.2022 | 0.6866 | 0.7684 | 1.224 |
| | if necessary | 1 | -0.8390 | 0.7248 | 0.2470 | 0.432 |
| | yes | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |

그렇다면, 주택연금 중도상환 의향에 영향을 주는 요인들이 무엇인지 분석하기 위해 중도상환의향 변수를 종속변수로 이를 제외한 21개의 설명변수들을 대상으로 만족도와 동일한 방법으로 단계적 제거법을 사용하여 최적의 로지스틱 회귀모형을 선택하였다. 최종 선택된

로지스틱 회귀모형의 타당도를 검증하기 위한 적합도(goodness of fit), 통계량 이탈도 (deviance)/df, AIC(Akaike's Information Criteria) 등은 부록의 <Appendix Table 3>에 제시하였다.

<Table 8>은 최적의 로지스틱 회귀모형으로 선택된 주택연금 중도상환 의향에 영향을 주는 요인변수들이다. 주택연금 중도상환 의향에 영향을 주는 주요 요인은 거주지역, 연령, 배우자 유무, 소득으로 나타났다. 여기서 거주지역은 주택연금 중도상환 의향에 가장 중요한 영향 요인이지만 이것은 지역적인 차이에 의한 것이므로 본 연구에서는 통제변수로 고려하여 해석은 하지 않겠다.

<Table 8> Effective factor to willingness to interim repayment

| factor | df | Wald χ^2 | p-value | order of importance |
|---------------|----|---------------|---------|---------------------|
| age | 5 | 15.80 | 0.0074 | 2 |
| having spouse | 1 | 6.98 | 0.0083 | 3 |
| residence | 11 | 25.98 | 0.0065 | 1 |
| income | 4 | 11.06 | 0.0259 | 4 |

<Table 9>는 주택연금 중도상환 의향에 대한 로지스틱 회귀모형 계수와 오즈비 추정값을 제시하고 있다. 배우자가 있는 주택연금 이용자가 배우자가 없는 이용자보다 주택연금 중도상환 의향의 오즈는 $\exp(0.7563)=2.130$ 배 높게 나타났다. 연령은 85세 이용자 대비 65세 이하의 주택연금 중도상환 의향 오즈는 17.31배, 65~70세는 13.04배로 나이가 많아질수록 주택연금 중도상환 의향은 낮아지는 경향을 보인다. 소득은 월 평균 소득이 100~300만 원 > 100만 원 이하 > 300만 원 이상 > 150~200만 원 > 100~150만 원 순으로 주택연금 중도상환 의향은 높게 나타났다. 이상을 살펴 볼 때, 주택연금 중도상환 의향에 영향을 주는 변수는 주택연금에 대한 인식과 관련된 요인보다는 연령, 배우자 유무, 소득과 같은 이용자의 현재 상황에 영향을 받는 것으로 여겨진다.

〈Table 9〉 Logistic regression model fit estimate

| factor | parameter | df | $\hat{\beta}$ | s.e. | p-value | $\exp(\hat{\beta})$ |
|---------------------------------|-----------------|--------|---------------|--------|---------|---------------------|
| intercept | | 1 | -4.0090 | 1.1382 | 0.0004 | - |
| having spouse | yes | 1 | 0.7563 | 0.2863 | 0.0083 | 2.130 |
| | no | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| age | < 65 | 1 | 2.8510 | 1.0714 | 0.0078 | 17.31 |
| | < 70 | 1 | 2.5677 | 1.0466 | 0.0142 | 13.04 |
| | < 75 | 1 | 1.7593 | 1.0513 | 0.0942 | 5.808 |
| | < 80 | 1 | 2.0003 | 1.0409 | 0.0546 | 7.391 |
| | < 85 | 1 | 1.6811 | 1.0615 | 0.1133 | 5.372 |
| | ≥ 85 | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |
| residence | Seoul | 1 | -0.3254 | 0.4339 | 0.4533 | 0.722 |
| | Busan | 1 | -0.8209 | 0.5411 | 0.1293 | 0.440 |
| | Daegu | 1 | 0.5815 | 0.5517 | 0.2919 | 1.789 |
| | Incheon | 1 | -0.3033 | 0.7628 | 0.6910 | 0.738 |
| | Gwangju | 1 | -0.3704 | 0.8796 | 0.6737 | 0.690 |
| | Daejeon, Sejong | 1 | -1.4636 | 1.1104 | 0.1875 | 0.231 |
| | Ulsan | 1 | -14.761 | 1064.1 | 0.9889 | <0.01 |
| | Gyeonggi-do | 1 | -1.4439 | 0.4667 | 0.0020 | 0.236 |
| | Gangwon-do | 1 | -14.682 | 910.2 | 0.9871 | <0.01 |
| | Chungcheong-do | 1 | -0.9667 | 0.8435 | 0.2518 | 0.380 |
| | Jeonlado, Jeju | 1 | -1.7897 | 1.1058 | 0.1056 | 0.167 |
| Gyung-sang-do | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 | |
| income (unit: 10,000 won) | < 100 | 1 | 0.5201 | 0.4757 | 0.2743 | 1.682 |
| | < 150 | 1 | -0.4726 | 0.4386 | 0.2812 | 0.623 |
| | < 200 | 1 | -0.0168 | 0.4309 | 0.9689 | 0.983 |
| | < 300 | 1 | 0.5930 | 0.3877 | 0.1262 | 1.809 |
| | ≥ 300 | 0 | 0.0000 | - | - | 1.000 |

〈Table 10〉은 주택연금 중도상환 이유를 복수로 응답한 결과이다. 중도상환 하고자 하는 가장 큰 이유는 매월 받는 연금이 기대에 못 미쳐서(25.0%), 받는 총 연금액이 결과적으로 집값 대비 손해인 것 같아서(21.5%), 주택연금 가입 이후 집값이 올라서/오를 것 같아서(21.5%) 등으로 나타났다. 결국, 주택연금 가입 시 받게 될 월지급금 등 이용자가 가입이전 예상했던 기대치가 가입 이후 미치지 못할 경우 중도상환 하려는 경향이 큼을 알 수 있다.

〈Table 10〉 The reasons to interim repayment

| variable | reasons | n | % |
|------------------------------------|---|-----|------|
| the reason to repay midway through | I want to hand over the house to my children | 18 | 12.5 |
| | Because my children don't like | 1 | 0.69 |
| | I don't like knowing that I received a reverse mortgage | 5 | 3.47 |
| | To prepare the money needed for retirement in a different way to prepare in a different way | 11 | 7.64 |
| | The total pension received seems to be a loss compared to the house price | 31 | 21.5 |
| | The monthly pension amount didn't meet expectations | 36 | 25.0 |
| | When changing mortgage housing(moving, etc.), the procedure is complicated | 5 | 3.47 |
| | After joining the housing pension, the house price will go up/go up | 31 | 21.5 |
| | I need to dispose of the house, such as joining the house with my children | 3 | 2.08 |
| | Because it is necessary to move to the residence due to health reasons, etc.(entering a nursing facility, etc.) | 3 | 2.08 |
| total | | 144 | 100 |

V. 결론 및 시사점

본 연구는 가장 최근에 조사된 한국주택금융공사의 '2019년 주택연금 수요실태조사' 설문자료를 바탕으로 비례오즈 로짓모형을 이용하여 인구통계, 경제생활, 은퇴준비 및 생활실태, 경제 상태와 주택연금에 대한 인식의 주제에 해당하는 변수들을 독립변수들 중 어떠한 요인들이 주택연금 이용 만족도에 영향을 주는지를 찾고자 하였다. 그 결과, 주택연금 이용 만족도에 영향을 주는 주요 요인은 노후를 위한 충분한 자산정도, 충분한 정부의 지원제도, 중도상환계획, 자녀 수, 배우자 유무, 주택연금 가입 전 고려사항, 자산보유정도, 수입출처 순으로 나타났다.

주택연금 가입에 따른 만족도는 고령층의 노후소득 마련을 통한 재무적 만족, 배우자 및

자녀 등 가족의 지지에 의한 심리적 안정, 제도에 대한 충분한 인지 여부 측면에서 살펴볼 수 있다.

먼저, 재무적 만족 측면에서 보유자산이 1.5억 원 미만, 보유자산 규모가 작고, 노후를 위한 충분한 자산이 부족하다고 생각한 이용자일수록 주택연금 이용의 만족도는 높아지는 경향을 보여주었다. 이는 보유자산이 적은 고령자들에게 주택연금이 노후를 위한 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 특히, 우대형 주택연금제도 시행과 같이 취약계층을 위한 사회보장적 성격이 내재되어 있음을 알 수 있다.

한편, 정부의 노후에 대한 지원제도가 부족하다고 생각하는 응답자가 충분하다고 생각하는 응답자보다 주택연금 이용 만족도가 높아 자가주택을 소유한 중산층 이상 고령층의 노후대비 정부지원제도가 부족할 때 주택연금이 이를 보완할 수 있는 정책대안이 될 수 있음을 보여주었다.

주택연금은 국가보증의 공적역모기지 상품으로 세제부담 및 현금흐름의 불확실성 문제를 앓고 있는 생계형 임대소득자에게는 종신까지 안정적인 노후소득을 제공함으로써 이들에 대한 만족도가 증가하였다.

다음으로 자녀가 많을수록 만족도가 높다는 점은 주택연금 가입에 있어 자녀의 지지 또는 관계형성이 주택연금 가입 여부에 적지 않은 영향을 미친다는 점을 고려할 때, 가족의 동의를 얻어 주택연금이 가입한 이용자일수록 상속부담의 경감 등으로 만족도가 높은 것으로 볼 수 있다. 또한, 가입 이후 주택연금을 통한 노후소득을 마련함으로써 자녀 및 배우자에게 독립적으로 노후생활을 할 수 있다는 자신감을 높이고 자신의 주택에 계속 거주할 수 있다는 점에서 심리적 안정에도 도움을 주는 것으로 볼 수 있다.

제도 인지 측면에서 현금흐름의 충분성 및 안정성을 검토한 후 가입한 이용자 일수록 만족도는 높게 나타났다. 이는 월지급금을 포함한 주택연금제도의 특징을 충분히 인지한 경우 가입 이후 만족도의 상승으로 이어지고 있음을 알 수 있다. 또한, 중도상환을 하지 않고 계속 이용하고자 비중이 89.0%를 보여 현재 주택연금 이용자들은 주택연금의 효용성을 느끼고 있는 것으로 보이며 계속 이용하고자 하는 응답자가 그렇지 않은 응답자보다 주택연금 이용의 만족도가 높아 주택연금이 고령자 노후생활 만족에 충분한 역할을 하고 있음을 나타낸다 할 것이다.

결론적으로 선행연구에서 살펴본 바와 같이 주택연금은 단순한 노후소득 마련수단을 넘어 가족의 지지, 노후소득 마련에 따른 자신감 형성, 자신의 익숙한 환경에 거주할 수 있는 심리적 안정 등으로 이어져 삶의 만족도 향상에 도움을 줄 수 있다.

그러나 중도상환 의향에 영향을 미치는 주요요인이 연령, 배우자 유무, 소득임을 감안하면 가입 후 만족도 형성의 배경에는 가입 이전 충분한 제도 인지와 더불어 현재 상황에 대한 충분한 고려가 뒷받침되어야 한다. 따라서 개인 및 관련기관 차원에서 가입자의 만족도 향상을 위해 주택연금 가입 전 충분한 상담 및 교육이 매우 중요할 것으로 판단된다. 정책적 측면에서도 저소득 고령자뿐만 아니라 중산층의 노후소득을 보완하는 차원에서 주택연금의 제도개선이 꾸준히 이뤄져야 할 것이다.

다만, 본 연구는 가장 최근에 조사된 2019년도 자료를 이용하였다는 점에서 최근의 이용자 만족도를 파악하는 데 유용할 것으로 판단되나 한 해의 자료만을 가지고 분석하였다는 점에서 한계가 존재한다. 향후 시간 경과에 따라 만족도 추이변화 및 비교분석이 필요할 것이다.

참고문헌

- 권혁창·이은영 (2012), “국민연금 수급이 고령자의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구”, **사회복지연구**, 제43권 2호, pp. 61-85.
- (Translated in English) Kwon, H., and E., Lee (2012). “A Study on the Effect of the National Pension on the Life Satisfaction of Old age”, *Korean Journal of Social Welfare Studies*, 43(2):61-85.
- 김대환·류건식·이상우 (2011), “중·고령자 삶의 만족도 결정요인: 공적연금과 사적연금을 중심으로”, **리스크관리연구**, 제22권 1호, pp. 1-27.
- (Translated in English) Kim D., K., Ryu and S., Lee (2011). “Factors Determing the Old's Happiness: Based on Public and Praivate Pension”, *The Journal of Risk Management*, 22(1):1-27.
- 김대환·이봉주·류건식 (2017), “노후빈곤율의 진단과 주택연금을 활용한 노후빈곤 개선”, **보험학회지**, 제110권, pp. 1-29.
- (Translated in English) Kim D., B., Lee and K., Ryu (2017). “Study on the Poverty Rate for the old and the Role of Reverse Mortgage to Ameliorate It”, *Korean Journal of Insurance*, 110:1-29.
- 김시월·조향숙 (2012), “중·고령자 단독가구의 삶의 만족도와 재정, 건강, 심리 상태와의 관계”, **Financial Planning Review**, 제5권 3호, pp. 89-116.
- (Translated in English) Kim, S., and H., Cho (2012). “Relationships between Life Satisfaction and Finance, Health, Psychology Status of the Middle Aged and Elderly Who are Living Alone”, *Financial Planning Review*, 5(3):89-116.
- 김안나 (2007), “주택연금제도의 노인빈곤완화 효과분석”, **사회복지정책**, 제30호, pp. 371-391.
- (Translated in English) Kim, A. (2007). “Effects of Reverse Mortgage on the Reduction of Elderly Poverty”, *Social Welfare Policy*, 30:371-391.

- 김희주·주경희 (2008), “한국적 성공적 노후척도를 활용한 노인의 삶의 만족에 관한 연구”, **노인복지연구**, 제41호, pp. 125-158.
- (Translated in English) Kim, H., and K., Ju (2008). “A Study on Life Satisfaction in Old Age: Applying 'Successful Aging Scale' for Korean Elderly”, *Korean Journal of Gerontological Social Welfare*, 41:125-158.
- 방송희 (2017), **자녀세대 경제력과 주택 상속동기에 따른 주택연금 가입의향 분석**, 주택금융연구원 연구보고서.
- (Translated in English) Bang, S. (2017). *Analysis on participation intention of reverse mortgage by economic power of children generation and the motivation for housing inheritance*, Housing Finance Research Institute Research Paper.
- 백인걸·최경진 (2020), “주택연금의 소득보장 및 소비진작효과 분석”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제22권 1호, pp. 227-241.
- (Translated in English) Baek, I., and K., Choi (2020). “Income Security and Consumption-Boosting Effects of Reverse Mortgage”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 22(1):227-241.
- 변준석·홍희정 (2017), “노인 가족에 있어서 주택연금 노후소득보장 효과”, **한국가족복지학**, 제22권 1호, pp. 61-76.
- (Translated in English) Byun, J., and H., Hong (2017). “The Elderly Income Guarantee Effect of Korean Reverse-Mortgage”, *Korean Journal of Family Welfare*, 22(1):61-76.
- 손종칠 (2010), “중고령자 은퇴 및 은퇴만족도 결정요인 분석,” **노동정책연구**, 제10권 2호, pp. 125-153.
- (Translated in English) Son, J. (2010). “Determinants of Retirement and Retirement Satisfaction in Korea”, *Quarterly Journal of Labor Policy*, 10(2):125-153.

신현구 (2007), “노동시장 은퇴자의 은퇴 만족도 및 삶의 만족도,” **노동리뷰**, pp. 81-93.

(Translated in English) Shin, H. (2007). “Retirement Satisfaction and Life Satisfaction of Labor Market Retiree, *Labor Review*, 81-93.

유지연·한창근 (2018), 주택연금 가입 경험 연구, **사회복지정책**, 제45권 4호, pp. 115-144.

(Translated in English) Yu, J., and C., Han (2018). “Study on Experiences of Participating in Reverse Mortgage Program”, *Social Welfare Policy*, 45(4):115-144.

이덕로·전희주 (2013), “누적로짓모형을 이용한 보험설계사의 이직 후 만족도 영향요인 분석”, **한국데이터정보학회지**, 제24권 6호, pp. 1369-1384.

(Translated in English) Lee, D., and H., Chun (2013). “Analysis of factor of life planners’ satisfaction after turnover using the cumulative logit model”, *Journal of the Korean Data And Information Science Society*, 24(6):1369-1384.

이재송·최열 (2017), “고령층의 사회경제적 특성을 고려한 주택연금 이용 및 만족도 결정요인 분석”, **대한토목학회논문집**, 제37권 2호, pp. 437-444.

(Translated in English) Lee, J., and Y., Choi (2017). “A Study on Determinants of Use and Satisfaction of Reverse Mortgage Considering Socioeconomic Characteristics of the Elderly”, *Journal of the Korean Society of Civil Engineers*, 37(2):437-444.

장항채 (2018), “소득유형과 고령자 삶의 만족도 사회적지지의 매개효과를 중심으로”, **GRI 연구 논총**, 제20권 4호, pp. 23-46.

(Translated in English) Chang, H. (2018). “Income Types and Life Satisfaction of the Aged: Focused on the Mediating Effects of Social Supports”, *GRI Review*, 20(4):23-46.

전희주·오평석 (2011), “비례오즈 로짓모형을 이용한 보험회사의 비대면 채널 성장성(활

용수준) 결정요인 분석”, **리스크관리연구**, 제22권 2호, pp. 77-99.

(Translated in English) Chun, H., and P., Oh (2011). “A Study on Determinant Effect of Non-face Channel Growth Using Proportional Logit Model”, *The Journal of Risk Management*, 22(2):77-99.

조동훈 (2015), “중고령자 삶의 만족도 결정요인 패널분석”, **응용경제**, 제17권 제1호, pp. 5-27.

(Translated in English) Cho, D. (2015). “Analysis on the determinant of life satisfaction by using panel data”, *Korea Review of Applied Economics*, 17(1):5-27.

최경진·전희주 (2011), “신탁방식 주택연금 확대를 위한 정책적 연구”, **보험금융연구**, 제31권 3호, pp. 51-76.

(Translated in English) Choi, K. (2020). “A Policy Study for Expansion of Trust-method Reverse Mortgage”, *Journal of Insurance and Finance*, 31(3):51-76.

최성재 (1986), “노인의 생활만족도 척도개발에 관한 연구”, **이화여대 한국문화연구원**, 제42권 49호, pp. 233-257.

(Translated in English) Choi, S. (1986). “A Study on the Development of the Scale of Living Satisfaction for the Elderly”, *Ewha Woman's University Korea Culture Research Institute*, 42(49):233-257.

최인근 (2008), “노인의 여가 활동 유형에 따른 생활만족에 관한 연구”, 국제신학대학원 대학교 사회복지학과 박사학위논문.

(Translated in English) Choi, I. (2018). “A study on life satisfaction according to the old's leisure activity type”, Department of Social Welfare Kukje Theological University and Seminary Ph. D. Dissertation.

한국주택금융공사 (2020. 3), www.hf.go.kr

(Translated in English) Korea Housing Finance Corporation (2020. 3). www.hf.go.kr

- AARP (2018). 2018 Home And Community Preferences Survey A National Survey of Adults Age 18-plus, AARP Research.
- Agresti. A. (2007) *An introduction to categorical data analysis*, Wiley, New York.
- Amerigo, M., and J., Aragonés (1997). “A theoretical and methodological approach to the study of residential satisfaction”. *Journal of Environmental Psychology*, 17:47-57.
- Argyle, M. (2001). *The Psychology of Happiness*, Routledge.
- Cummins, R. (1996). “The Domains of Life Satisfaction: An Attempt to Order Chaos”, *Social Indicators Research* ,38:303-332.
- _____ (1998), *Directory of Instruments to Measure Quality of Life and Cognate Areas*, fourth edition, Melbourne: School of Psychology, Deakin University.
- _____ (2003), *A Model for the Measurement of Subjective Well-Being through Domains*, draft, Melbourne: School of Psychology, Deakin University.
- Diener, E. (1984). “Subjective Well-Being”, *Psychological Bulletin* 95, 542-575.
- Fernandez-Carro, C., J., Modenes and J.. Spijker (2015). “Living conditions as predictor of elderly residential satisfaction. A cross-European view by poverty status”, *European Journal of Aging*, 12:187-202.
- Hansen, T., B., Slagsvold and T.. Moum (2008). “Financial satisfaction in old age: A satisfaction paradox or a result of accumulated wealth?” *Social Indicators Research*, 89:323-347.
- Headey, B., and A., Wearing (1992). *Understanding Happiness: A Theory of Subjective Well-being*, Melbourne, Australia, Longman Cheshire.
- Headey, B., E., Holmström and A., Wearing (1984). “The Impact of Life

- Events and Changes in Domain Satisfactions on Well-being”, *Social Indicators Research*, 15:203-227.
- Kim, S., K., Sargent-Cox, D., French, H., Kendig and K., Anstey (2012). “Cross-national insights into the relationship between wealth and wellbeing: A comparison between Australia, the United States of America and South Korea”. *Ageing and Society*, 32:41-59.
- Meadow H., J., Mentzer, D., Rahtz and M., Sirgy (1992). “A Life Satisfaction Measure Based on Judgment Theory”, *Social Indicators Research*, 26:23-59.
- Moulton, Stephanie, Căzilia Loibl, and Donald Haurin (2017). “Reverse Mortgage Motivations and Outcomes: Insights From Survey Data”, *Cityscape*, 19(1):73-97.
- OECD (2017). “Pensions at a Glance: OECD and G20 Indicators”.
- Pavot, W., and E., Diener (1993). “Review of the Satisfaction With Life Scale”, *Psychological Assessment*, 5(2):164-172.
- Rampichini, C., and S., D’Andrea (1998). “A Hierarchical Ordinal Probit Model for the Analysis of life satisfaction in Italy”, *Social Indicators Research*, 44(1):41-69.
- Redfoot, L., Donal Ken Scholen and S., Kathi Brown (2007). Reverse Mortgages: Niche Product or Mainstream Solution?, Report on the 2006 AARP National Survey of Reverse Mortgage Shoppers, Report no. 2007-22, AARP Public Policy Institute.
- Salvatore, N., and M., Muñoz Sastre (2001). “Appraisal of Life: ‘Area’ versus ‘Dimension’ Conceptualizations”, *Social Indicators Research*, 53:229-255.
- Veenhoven, R. (1996). “Developments in Satisfaction Research”, *Social Indicators Research*, 37:1-45.

Appendix

〈Appendix Table 1〉 Score test for the proportional odds assumption

| chi-square | df | p-value |
|------------|----|---------|
| 46.8 | 41 | 0.2456 |

〈Appendix Table 2〉 Model adequacy and goodness of test for the proportional odds model

| statistic | estimate | d.f. | value/df | p-value |
|-----------------------|----------|------|----------|---------|
| Deviance | 779.82 | 1359 | 0.57 | 1.00 |
| Likelihood ratio test | 209.48 | 41 | | <.0001 |
| R^2 | 0.2304 | | | |
| Max-rescaled R^2 | 0.3146 | | | |
| AIC | 930.66 | | | |

〈Appendix Table 3〉 Model adequacy and goodness of test for logistic regression model

| statistic | estimate | d.f. | value/df | p-value |
|-----------------------|----------|------|----------|---------|
| Deviance | 479.28 | 777 | 0.62 | 1.00 |
| Likelihood ratio test | 75.15 | 21 | | <.0001 |
| R^2 | 0.0897 | | | |
| Max-rescaled R^2 | 0.1793 | | | |
| AIC | 523.28 | | | |

Abstract

This study examined the factors affecting the satisfaction of the use of reverse mortgage subscribers by using the proportional odds logit model based on the latest data from the '2019 reverse mortgage demand survey' by the Housing Finance Corporation. As a result, the main factors influencing the satisfaction of using the reverse mortgage were sufficient asset level for old age, sufficient government support system, interim repayment plan, the number of children, the presence of a spouse, consideration for reverse mortgage, asset level, and income source.

The reverse mortgage is not only a useful tool for preparing income for old age groups under the middle class due to the stability and sufficiency of income, but also helps to build confidence in retirement income and psychological stability to live in their familiar environment. In addition, it suggests that, in order to build satisfaction with the reverse mortgage, it is necessary to consider and understand the financial situation of the individual and the reverse mortgage system in advance, and in the policy aspect, steady efforts to improve the system should be supported in the future.

※ Key words: reverse mortgage, recognition of reverse mortgage, satisfaction level of the use of reverse mortgage, old-age life, proportional odds logit model

국제회계기준 도입과 신종자본증권 발행: 생명보험사와 손해보험사를 중심으로*

Implementation of International Financial Reporting Standards and Hybrid Bond Issues: The Cases of Life and Non-life Insurance Companies

류 두 진**·유 진 영***

Doojin Ryu·Jinyoung Yu

본 연구는 생명보험사와 손해보험사로 구분되는 국내 보험회사의 표본을 대상으로 신종자본증권 발행의 동기와 결정요인을 분석한다. 소표본 분석에 적합한 회귀사건 로지스틱 모형을 추정하였으며, 분석결과, 전기($q-1$)의 자본적정성 지표가 낮거나 부실자산 비율이 높은 보험사일수록 당기(q)에 신종자본증권을 발행할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 특히, 생명보험사의 경우, 지급여력비율이 낮을 때 신종자본증권을 발행할 유인이 증가하며, 이는 생명보험사가 주로 국제회계기준 도입으로 인한 자본적정성 기준을 고려하여 해당 증권의 발행을 결정한다는 것을 의미한다. 한편, 손해보험사는 부실자산 비율이 높은 경우의 신종자본증권 발행확률이 높으며, 이는 손해보험사의 경우 자본확충 등의 목적으로 해당 증권을 발행함을 암시한다. 본 연구는 과도한 신종자본증권 발행이 장기적으로는 보험회사의 재무구조를 악화시킬 가능성이 있음을 지적하며, 합리적인 규제와 보험사 유형을 구분한 관리와 감독이 보험회사의 신종자본증권 발행 규율을 강화하고 재무건전성을 개선하는 데 도움이 될 수 있음을 제안한다.

국문 색인어: 국제회계기준, 생명보험사, 손해보험사, 신종자본증권, 지급여력비율, 회귀사건 로지스틱 분석

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030603, B051600

* 류두진 교수가 연구책임자로 수행한 예금보험공사 외부연구지원 연구보고서(2019년 제16호) “신종자본증권 발행이 보험회사의 수익성과 부실위험에 미치는 영향”을 확장하고 대폭 수정한 학술논문임. 본 논문의 주장은 예금보험공사 및 보험연구원의 공식견해와는 관련이 없는 저자의 개인적인 학술 결론임.

** 성균관대학교 경제학과 정교수(sharpjin@skku.edu), 제1저자

*** 성균관대학교 경제학과 박사과정(mydkfkqldk@skku.edu), 교신저자

논문 투고일: 2020. 5. 21, 논문 최종 수정일: 2020. 10. 5, 논문 게재 확정일: 2021. 2. 18

I. 서론

국내 보험업 감독규정이 지난 2016년 개정되었으며, 신종자본증권 발행을 통한 보험회사의 차입이 허용 및 완화되었다. 이어서 2017년 후속 개정안에 따라 보험회사 역시 자본을 확충하거나 재무건전성 기준을 충족하기 위한 신종자본증권의 발행이 가능해졌다(금융위원회 2016, 2017).¹⁾ 신종자본증권은 채무자와 채권자가 존재하는 채권의 형태로 발행되지만, 실제 발행 주체의 회계장부상에서 자본으로 분류되며, 후순위채권 등과 함께 감독규정 상 부채가 아닌 자본 항목으로 인정되는 대표적인 자본성 증권 중 하나다. 다만, 신종자본증권은 보완자본(Tier 2)이 아닌 기본자본(Tier 1)으로 인정된다는 점과 일반적으로 만기가 30년 이상이고 만기 도래 시 연장이 가능한 반영구적 성격을 갖는 사실상의 영구채라는 점, 그리고 변제 순위가 후순위채권보다 더 후순위인 “하위후순위” 채권으로, 소위, “후후순위” 채권으로 분류된다는 점에서 통상의 후순위채권과는 차이가 있다.²⁾

이러한 신종자본증권의 특성에 따라, 감독규정 개정 이후 다수의 보험회사의 신종자본증권 발행이 급증하였으며, 대다수는 재무건전성 개선을 목적으로 발행한 것으로 판단된다. 특히, 2023년 적용이 예정되어있는 새로운 국제회계기준(International Financial Reporting Standards 2017; IFRS17) 및 신지급역력제도(Korean Insurance Capital Standard; K-ICS)에 대비하여 지급역력비율(risk-based capital ratio; RBC ratio)을 개선할 유인이 발생함에 따라, 보험회사의 신종자본증권 발행은 빈도뿐 아니라 발행금액 측면에서도 계속해서 증가하고 있다.³⁾ 2016년 이후 지난 2018년까지 신종자본증권을 발행한 보험회사는 총 8개사이며, 두 차례 이상 해당 증권을 발행한 5개 보험회사를 포함해, 총 발

1) 금융위원회, 보험업감독규정 일부개정규정, 고시 제2016-15호, 제2017-28호.

2) 표본 기간 중, 국내에서 보험회사에 의해 발행된 신종자본증권은 모두 조기상환 관련 콜옵션(call options) 권리가 포함되어 있다. 일반적으로 채권은 콜옵션의 행사가 가능해지는 발행 5년 이후 시점에 조기상환 하는 것이 관례지만, 보험회사의 경우, 금리 상향조정(step-up) 조건이 발행일로부터 10년 후 1회로 제한된다. 콜옵션과 금리조정 시점이 일치하지 않기 때문에, 보험회사의 신종자본증권은 콜옵션 행사에 대한 유인이 상대적으로 적다고 할 수 있다. 또한, 보험회사가 신종자본증권을 최초 발행한 시기는 2016년으로, 2020년 현재 시점까지 아직 콜옵션을 행사할 수 있는 기간이 채워지지 않아 해당 옵션의 영향을 확인하는 데는 어려움이 있다. 신종자본증권의 콜옵션 조항 여부에 따른 차이는 추후 연구가 필요하다.

3) 한국일보(2020. 2), “해외서도 시끄러운 보험사 새 자본규제… 국내업계 예의주시”.
조선비즈(2020. 3), “보험사 새 회계기준 도입 1년 더 연기… 2023년부터 시행”.

행 횟수는 13회이다. 보험회사의 신종자본증권 발행현황은 <Table 1>과 <Figure 1>에 나타나 있다. <Figure 1>은 2016년부터 2018년까지 발행된 신종자본증권의 액면가 추이를 보여주며, 그림의 좌측과 우측의 세로축은 각각 총 액면가와 평균 액면가를 나타낸다. 가로축은 연도를 나타낸다. 최초 신종자본증권의 액면가는 300억 원으로, 발행을 시작한 2016년 12월 이후, 전반적으로 발행규모가 증가해오고 있음을 알 수 있다. 발행된 신종자본증권 액면가의 총합은 2016년 1,440억에서 2017년과 2018년에 각각 1조 6,736억과 1조 9,733억으로 가파르게 증가하는 것을 볼 수 있으며, 발행금액의 연도별 평균 역시 2016년 약 480억 원, 2017년 약 3,347억 원, 2018년 약 3,947억 원의 규모이다.

<Table 1> Hybrid bonds issued by domestic insurance companies

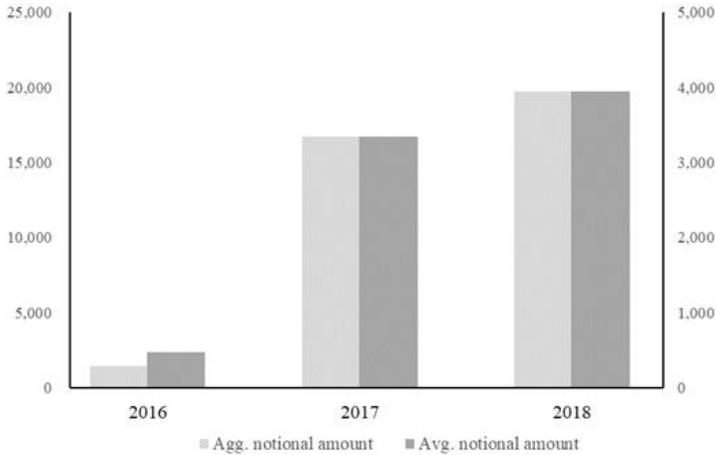
| Insurance Companies | Date of Issuance | Notional Amount | Interest rate(%) |
|---------------------|------------------|-----------------|------------------|
| Company A (1) | Dec. 9, 2016 | 300 | 5.30 |
| Company A (2) | Dec. 21, 2016 | 220 | 5.30 |
| Company B | Dec. 29, 2016 | 920 | 5.70 |
| Company C (1) | Mar. 31, 2017 | 300 | 5.60 |
| Company D (1) | Mar. 31, 2017 | 350 | 4.93 |
| Company E (1) | Apr. 13, 2017 | 5,000 | 4.58 |
| Company F | Jul. 24, 2017 | 5,514 | 3.95 |
| Company D (2) | Nov. 9, 2017 | 5,572 | 4.47 |
| Company E (2) | Apr. 23, 2018 | 10,673 | 4.70 |
| Company G | May. 21, 2018 | 2,160 | 7.50 |
| Company C (2) | Jul. 31, 2018 | 1,900 | 5.60 |
| Company H (1) | Aug. 17, 2018 | 3,400 | 4.90 |
| Company H (2) | Aug. 30, 2018 | 1,600 | 4.34 |

Notes: 1) This table illustrates the insurance companies' issuance of hybrid bonds from 2016 to 2018.

2) Figures in parentheses are the number of times that the bond is issued by the given insurance company. For example, Company A (2) indicates that it is the second time that the insurance company A has issued a hybrid bond during the sample period.

Source: Public announcements by each insurance company.

〈Figure 1〉 Trends of hybrid bonds' notional amounts



보험회사 신종자본증권 발행의 규모와 빈도는 증가하였으나, 신종자본증권의 발행이 보험회사의 운영에 대해 미치는 영향에 관해서는 충분한 연구가 이루어지지 않았다. 따라서, 보험회사 운영과 신종자본증권 간의 관계를 실증적으로 분석하는 것은, 보험회사의 채권 발행 관련 의사결정에 도움을 줄 수 있다. 또한, 보험업 감독규정 개정 이후 이러한 변화가 이루어진 점을 고려할 때, 본 정책연구의 분석결과는 향후 보험회사의 채권발행 및 운영에 관련된 정책 결정에 있어서 유의미한 정보를 제공할 수도 있을 것이다.

먼저, 본 연구는 예금보험공사(Korea Deposit Insurance Corporation: KDIC)에서 공개적으로 제공되는 보험회사 건전성판단가이드와 주요 재무현황 자료를 바탕으로,⁴⁾ 전체 보험회사의 신종자본증권 발행 결정에 영향을 미치는 변수를 조사한다. 기본적으로, 로지스틱 회귀분석(logistic regression) 방법론을 통해 신종자본증권을 발행하는 보험회사와 미발행 보험회사의 재무적 특성 차이를 확인하였다. 특히, 본 연구의 실증분석은 실제 보험회사 표본 중 신종자본증권을 발행한 사례가 제한적인 점을 고려하여, 퍼스의 회귀사건

4) 본 연구에 사용된 보험회사 재무건전성 지표는 예금보험공사 홈페이지의 보험회사 건전성판단가이드(http://www.kdic.or.kr/insure/guide_line.do)를 바탕으로 구성하였으며, 주요 지표와 관련된 공개 자료는 예금보험공사 홈페이지의 생명보험사 주요 재무현황(http://www.kdic.or.kr/insure/manage_ah_info.do)과 손해보험사 관련 주요 재무현황(http://www.kdic.or.kr/insure/manage_ai_info.do)을 통해 수집하였다.

로지스틱 회귀분석(Firth's logistic regression with rare events) 방법론(이하, 희귀사건 로지스틱 분석)을 활용한다(Firth, 1993). 실증분석 결과, 전기($q-1$)의 RBC 비율, 부실자산 비율(risk-weighted non-performing assets ratio; RWNA)로 각각 대표되는 자본적정성(capital adequacy), 자산건전성(asset quality) 지표가 부정적인 기업일수록 당기(q)에 신종자본증권을 발행할 확률이 증가하는 것을 확인하였다. 이는 재무상태가 부실한 보험회사일수록 신종자본증권을 발행할 유인이 크다고 볼 수 있으며, 특정 자산건전성 기준 충족 및 자본조달 등을 위해 보험회사가 신종자본증권을 발행한다는 기존의 해석을 지지한다.⁵⁾

다음으로 앞서 살펴본 주요 재무건전성 지표들이 보험회사의 신종자본증권 발행에 미치는 영향이 보험회사의 유형에 따라 다른지를 확인한다. 국내 보험회사를 생명보험사(life insurance companies) 15개 보험회사와 손해보험사(non-life insurance companies) 11개 보험회사로 구분하여 살펴보았으며, 마찬가지로 신종자본증권을 발행한 보험회사와 그렇지 않은 보험회사로 나누어 발행확률에 영향을 미치는 요인을 조사하였다. 분석결과, 생명보험사의 경우, RBC 비율이 낮은 보험회사일수록 신종자본증권을 발행할 확률이 높은 것을 확인하였다. 이는 기존의 인식과 같이, IFRS17과 K-ICS 도입을 앞두고 보험회사가 자본 확보 및 자본적정성 기준 충족을 위해 신종자본증권을 더 발행할 유인이 있음을 암시한다. 반면, 손해보험사 표본을 분석한 결과, 부실자산 비율이 높은 기업일수록 신종자본증권 발행의 확률이 증가하는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 생명보험사에 관한 분석결과와는 상반되며, 손해보험사의 경우, RBC 비율 증가보다는 부실한 재무구조 개선 및 자본조달 등의 목적으로 신종자본증권이 발행됨을 제시한다. 이러한 연구결과를 바탕으로 본 연구는 생명보험사와 손해보험사의 신종자본증권 발행목적이 다름을 파악하고 잠재적

5) 권재중(2002, “신종자본증권 도입의 의미”, 주간금융동향(중간), 제11권 제45호, pp. 18-23)은 신종자본증권이 금융기업 자본구조 최적화와 레버리지(leverage) 비율 확대 등의 목적으로 활용될 수 있다고 주장하였다. 임준환·채원영(2018, “해외 신종자본증권 발행의 비용 편익 분석”, KIRI 리포트(포커스), 제448권, pp. 1-7)은 해외 채권자에 대한 보험회사 신종자본증권 발행을 분석한 연구에서 2016년 보험업 감독규정 개정 이후 신종자본증권 발행이 증가하고 있으며, 보험회사들이 자본확충 등의 목적으로 해당 증권을 발행한다고 분석하였다. 한편, 관련 보험업 감독규정은 2016년과 2017년에 걸쳐 개정되었으며, 2016년에 보험회사의 신종자본증권 상시발행이 허용되었고, 2017년 국제회계기준 IFRS17 시행 대비를 목적으로 하는 자본확충 등 다양한 목적의 신종자본증권 발행이 허용되었다(금융위원회 고시 제2016-15호 및 제2017-28호).

인 문제점을 지적하며, 최종적으로 해당 증권 발행에 대한 규제와 제도를 보험사 유형을 구분하여 정비할 것을 제안한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장은 연구의 주제와 관련된 선행연구 및 연구가설을 제시하며, 제 III장은 분석에 사용된 표본자료와 연구방법론에 관해 설명한다. 제 IV장은 실증분석 결과를 보이고 해석한다. 제 V장은 보험업 신종자본증권 발행에 대한 정책제언을 제시하며, 마지막 제 VI장은 연구의 결론을 요약한다.

II. 선행연구 및 연구가설

신종자본증권과 보험회사 간의 관계를 연구한 다수의 논문은 신종자본증권의 발행이 발행 보험사에 미치는 영향을 중점적으로 살펴보았으며, 이와 관련하여 현재까지 진행된 연구는 다음과 같다. 권재중(2002)은 신종자본증권에 대해 정리 및 분석한 자료에서 신종자본증권이 Tier 1 자본으로 인정되며, 은행 등 금융기업의 자본구조 최적화 및 레버리지(leverage) 확대 목적으로 활용될 수 있음을 밝혔다. 특히 은행의 경우 해당 증권에 대한 발행 여력이 크고, 발행을 통해 향후 다른 은행과의 합병, 보험업 진출 등의 사업을 위한 자금조달을 도울 수 있다고 분석했다. 이와 유사한 연구로, 임준환·채원영(2018)은 해외 채권자에 대한 보험회사의 신종자본증권 발행이 증가함에 따라, 해당 유형의 증권 발행의 비용과 편익을 분석하였다. 신종자본증권 발행을 통해 보험사가 기대할 수 있는 편익으로는 환헤지 프리미엄(foreign exchange hedge premium)을 통해 해당 증권 발행에 대한 비용 절감, 채권에 대해 지급하는 이자의 회계상 손비처리에 따른 세금 절감 효과 등을 들었으며, 단점으로는 상대적으로 높은 금리와 해외시장 금리의 급등으로 인한 비용의 증가 등을 들었다. 그러나 실제 보험회사가 신종자본증권 발행을 결정하는 요인에 관한 실증분석 연구는 상대적으로 드물다.

이와 달리, 기본자본 확보의 측면에서 신종자본증권 발행과 유사한 기능을 수행하는 유상증자에 관한 연구는 상대적으로 더 많이 조사되었다.⁶⁾ 보험업 규정 개정 이전까지는 자

6) 유상증자는 실제 자본을 증가시키며 기본자본을 확보할 수 있는 수단이라는 측면에서 신종

본확충 및 재무건전성 기준 충족을 위한 수단으로 주로 유상증자가 활용되었으며, 유상증자 혹은 유상증자 공시가 기업의 주가 및 재무구조에 미치는 영향에 관해서는 상당한 연구가 이미 진행되었다. 또한, 완전히 동일한 자본성 증권은 아니지만, 채권발행을 통하여 자금을 조달하거나 특정 자본 비율 기준을 충족하려는 시도 역시 드물지 않게 존재했다.⁷⁾ 따라서, 유상증자 혹은 유사한 채권의 발행에 관한 연구를 바탕으로, 발행목적이 유사한 신종자본증권의 영향에 대해서도 추측할 수 있다.

먼저, 유상증자 등 자본조달 방식이 해당 기업에 미치는 영향에 관해 다수의 연구가 선행되었으나, 실증분석에 관한 결과는 연구마다 다르다. 유상증자와 특정 채권발행의 긍정적 효과를 검증한 연구는 다음과 같다. McConnell and Muscarella(1985)는 기업이 유상증자에 대한 시장의 부정적 시선을 상쇄할 만한 투자기회가 있을 때만 증자를 공시하기 때문에, 유상증자 공시가 긍정적인 정보를 전달한다는 투자기회가설을 주장했다. Cooney Jr. and Kalay(1993)는 Myers and Majluf(1984)의 모형을 보완하여 기업의 순현재가치가 음의 값을 가질 수 있다는 가정하에 분석을 시행하였으며, 긍정적인 정보가 있을 때, 실제 유상증자 공시가 주가를 높이는 것이 가능하다는 것을 밝혔다. 신용균의 논문은 국내 시장에서는 유상증자 시 기존에 주주가 보유하고 있던 지분의 비율에 따라 주식 배정을 시행하기 때문에 주가 압박 등의 영향을 받지 않는다는 구주주 이익 가설을 제시하였다.⁸⁾ 또한, 공시 시점에 양의 주가 반응을 확인하여 투자기회가설을 검증하였다. 또한, 운영섭, 정

자본증권과 유사하다. 다만, 유상증자의 경우, 증자 시에 지분희석(equity dilution)의 우려가 있고 절차가 복잡해, 일반적으로 보험회사에 의해 선호되지 않으며, 특히, IFRS17 도입을 앞두고 자본비율 확충의 필요성이 급증한 시점에는 발행절차가 간편한 신종자본증권이나 후순위채권 등 자본성증권이 더 선호되는 것으로 알려져 있다. 대신, 본 연구의 표본 기간이 아닌 일반적인 시점에는 유상증자가 신종자본증권과 비슷한 역할을 할 수 있으므로, 본 연구는 신종자본증권에 관한 가설을 설립하는 데에 유상증자 시행의 결정요인에 관한 선행연구를 활용한다.

- 7) 신종자본증권 외에도 보험회사는 자본비율 기준을 충족하기 위해 후순위채권을 발행하는 때도 있으나, 해당 채권은 신종자본증권과 다소 차이가 있다. 신종자본증권은 자기자본과 함께 기본자본으로 분류되어 보험회사의 RBC 비율 지표를 직접 개선하는 반면, 후순위채권은 발행 한도가 제한되어 있고 보완자본으로 분류된다는 점에서 신종자본증권과 다르다. 또한, 영구채의 성격을 띠는 신종자본증권과 달리, 후순위채권은 만기가 더 짧고 만기까지의 기간이 5년 이내로 남은 시점부터 자본으로 인정되는 비율이 점진적으로 감소한다. 이 때문에, 2017년부터 2018년까지 발행된 후순위채권이 2023년 도입이 예정된 IFRS17에 대한 직접적인 대비책으로서 신종자본증권과 동일한 역할을 한다고 보기에는 어려움이 있다.
- 8) 신용균 (1995), “유상증자의 공시효과”, 재무관리연구, 제12권 제1호, pp. 75-92.

용관(2001)은 전환사채 발행에 관한 연구에서, 이자비용 등 재무부담을 갖는 기업이 해당 사채를 발행하며, 이를 발행하는 기업에 대한 시장의 반응이 대체로 긍정적이라고 주장한다. 부정적 영향에 관한 결론을 제시하는 연구도 존재한다. Ritter(1991)는 신규 상장(initial public offering) 기업에 대한 3년간의 보유기간수익률(holding period return)을 본 연구에서, 수익률이 대체로 저조한 것을 보았다. 유상증자에 관한 연구 역시 진행되었으며, 마찬가지로 이러한 자본조달 방식이 장기적으로 기업성장에 부정적 영향을 주는 것을 확인하였다(Loughran and Ritter 1995; Spiess and Affleck-Graves 1995). 마찬가지로, Blum(2002)과 유진영·류두진(2020)은 후순위채권 발행을 분석한 각각의 이론 연구와 실증분석 연구를 통해, 후순위채권의 상대적으로 높은 이자비용이 발행사에 부담이 될 수 있음을 지적하였다. Rai(2005)는 전환사채를 발행하는 기업을 조사하였다. 해당 연구에 따르면, 전환사채 발행 이후, 개별 발행사의 체계적 위험(systematic risk)이 대체로 증가하는 것이 발견되었다. Ryu and Yu(2020)는 신종자본증권을 발행한 기업의 부실위험이 단기적으로만 감소하며, 주요 재무건전성 관련 지표를 유의하게 개선하지는 못한다고 밝혔다. 또한, 이자비용 등으로 인해 발행기업의 수익성은 오히려 감소하는 것을 확인하였다.

반면, 신종자본증권의 발행 동기와 목적에 관한 연구는 현재까지 존재하지 않는다. 일반적으로 현재 국내 보험업계에서는 IFRS17 등의 도입을 앞두고 RBC 비율 증대를 목표로 신종자본증권을 발행한다고 알려졌지만, 이에 대한 실증적 검증은 미진하다. 앞선 내용과 마찬가지로 발행목적이 비슷한 유상증자나 유사한 채권발행에 관한 연구를 토대로 신종자본증권 발행에 영향을 미치는 유인을 추론할 수 있다. 유상증자에 관한 기존 연구는 공시 시점의 정보효과에 초점을 두었으며, 내부 의사결정자들이 해당 기업의 주가가 시장에서 과대평가되었다고 판단하는 시점에 유상증자를 공시한다고 주장하였다(Krasker 1986; Myers and Majluf 1984; Ross 1977). 국내 기업 유상증자를 대상으로 한 연구에서, 김준한·이명수(2009)는 국내 시장에서는 은행대출경로(bank lending channel)의 규모가 작음을 밝혔으며, 외환위기 이후 기업의 대출의존도가 낮아진 원인으로 채권발행의 비중이 높다는 점을 들었다. 이는 국내 시장에서는 실제 기업의 자금조달 수단으로서 대출보다 채권발행이 주요한 역할을 함을 암시한다. 전상경·이용석(2010)은 기업이 유상증자 혹은 채권발행 이전에 무상감자를 시행하여 주가를 조정한다고 밝혔으며, 특히, 이러한 시도를 하는 기업의

경우, 주가가 액면가보다 낮고 자본조달의 필요성이 높음을 주장하였다. 윤평식(2016)은 2002년 이후로 유상증자가 공시된 직후 기업의 주가를 하락시키는 효과가 있다고 보고하며, 유상증자 공시가 공시기업의 부실한 재무상태에 대한 정보를 전달한다고 해석하였다. 사채 발행에 관해서도 유사한 연구가 존재하는데, Dittmar and Thakor(2007)는 기업은 유상증자에 대한 투자자의 동의가 없는 경우, 증자 대신 사채를 발행하여 자본조달을 수행한다는 것을 밝혔다. Dutordoir, Strong, and Ziegen(2014)은 기업 지배구조와 전환사채의 발행 결정이 관계가 있음을 밝혔으며, Fuertes and Serena(2014)는 외화채 발행이 발행사의 재무건전성에 악영향을 주지 않는다고 밝혔다. Levi and Segal(2015)은 제도의 변화에 따른 혼성증권(hybrid securities) 발행행태를 조사하였으며, 특정 증권이 부채로 분류될 때와 비교해 자본으로 분류되는 기간에 더 발행이 증가하는 것을 확인하였다. 이는 증권의 자본인정 여부가 발행에 영향을 준다는 것을 의미한다. Yu and Ryu(2019)는 경제성장률이 높거나 은행의 부실위험이 클수록 해당 은행이 향후 후순위채권을 발행할 가능성이 증가한다고 밝혔다. 본 연구는 위와 같은 기존 연구결과에 따라, 기업의 부실한 재무상태가 자본확충 및 재무건전성 기준 충족에 대한 수요를 증가시킬 것으로 판단하며, 이에 따라 신종자본증권 발행의 동기가 증가할 것으로 예상된다. 이와 관련된 연구가설은 다음과 같다.

가설 1: 지급여력비율이 낮을수록 자본적정성 기준 충족에 대한 수요가 증가하며, 해당 보험회사가 신종자본증권을 발행할 확률이 증가한다.

가설 2: 재무구조나 자본구성 등 보험회사의 재무건전성 지표가 부실할수록 자본조달 등을 목적으로 신종자본증권을 발행할 유인이 증가한다.

여기서 보험회사의 재무적 건전성에 대한 지표는 예금보험공사 홈페이지에 게시된 보험회사 건전성판단가이드를 바탕으로 구성한다. 재무건전성 지표의 세부항목으로 자본적정성, 자산건전성, 수익성(earnings), 그리고 유동성(liquidity)을 고려하며, 이에 따라 분석에 사용할 변수를 구성한다. 본 연구는 이러한 선행연구를 바탕으로 위와 같은 가설을 세우고, 보험회사와 신종자본증권 발행의 관계를 해당 가설을 중심으로 확인하고자 한다. 다

시 말해, 해당 지표들이 부정적일수록, 즉, 예를 들어 보험회사의 자본적정성 지표인 RBC 비율이 낮거나 자산건전성 지표인 부실자산 비율 높을수록 신종자본증권 발행확률이 증가하는지를 검증하는 것을 목표로 한다.

III. 표본자료 및 방법론

1. 보험회사 주요 재무변수

본 연구는 보험회사 고유의 재무적 특성을 반영하는 주요 지표를 분석에 활용한다. 기존의 선행연구 및 금융위원회 자료에 따르면 보험회사는 자본조달과 재무건전성 기준 충족 등의 목적으로 신종자본증권을 발행하며(권재중 2002; 금융위원회 2016, 2017), 이는 IFRS17과 K-ICS 도입을 앞둔 현시점에서 더욱 두드러질 것으로 보인다. 이러한 인과관계가 사실이라면 신종자본증권을 발행하는 기업의 재무상태는 발행하지 않는 보험회사와 자본구조 및 재무건전성 등의 측면에서 차이를 보일 것으로 예상할 수 있다. 따라서, 본 연구는 보험회사의 재무상태에 대한 주요 지표를 분석에 포함하며, 이러한 주요 지표는 예금보험공사가 공시하는 보험회사 건전성판단가이드를 기준으로 선정한다.⁹⁾ 주요 항목과 항목별 지표 구성은 다음과 같다. 보험회사 건전성에 대한 지표는 자본적정성, 자산건전성, 수익성, 유동성의 네 가지 항목으로 분류할 수 있다. 자본적정성 지표로는 RBC 비율, 자산건전성 지표로는 부실자산 비율, 신용시장 리스크 비율, 대손충당금 적립률 등이 있으며, 수익성 지표로는 당기순이익(net profit) 등이, 유동성 지표로는 수지차 비율 등이 있다. 추가로, 제도변화 이후 자본 부족 현상이 발생하는 주요 원인은 부채 공정가치 평가와 그로 인한 적립금 증가이며, 이는 사전에 보험회사가 고금리 부채를 발행한 정도와 규모에 따라 달라질 수 있다. 따라서, 이러한 부채 증가에 대한 요인을 분석하기 위해 각 보험사의 레버리지 비율을 대용변수로 사용한다.

9) 예금보험공사 홈페이지에서는 금융기업에 대한 구체적 건전성판단가이드를 제공하며, 본 연구에 사용된 RBC 비율, 부실자산 비율, 당기순이익, 유동성 비율 등은 모두 보험회사에 특정한 주요 재무건전성 지표이다. 해당 출처에서는 은행에 대한 건전성판단가이드 역시 별도로 제공하며, BIS자기자본비율, 고정이하여신비율 등이 이에 해당된다.

분석에 사용된 지표별 변수와 각각의 산출 방법은 다음과 같다. 먼저, 자본적정성 지표로 RBC 비율의 자연로그값($LnRBC$)을 사용하였으며, RBC 비율은 보험회사의 전체 가용 자본(*Total available capital*) 대비 위험을 반영한 필요 자기자본(*Risk-adjusted capital*) 비율을 나타낸다. 구체적인 산출방식은 아래 식 (1)과 같다.

$$LnRBC = \ln \left\{ \frac{(Risk - adjusted\ capital)}{(Total\ available\ capital)} \right\}. \quad (1)$$

자산건전성 지표로는 부실자산 비율($RWNA$)을 사용했으며, 해당 변수는 건전성 분류대상 자산(*Assets*) 대비 고정자산(*Substandard assets*), 회수의문 자산(*Doubtful assets*), 추정손실 자산(*Loss assets*)의 가중 합으로 측정되는 가중 부실자산 비율로 계산한다. 산출식은 아래의 식 (2)와 같다.

$$RWNA = \frac{(Substandard\ assets) \times \frac{1}{5} + (Doubtful\ assets) \times \frac{1}{2} + (Loss\ assets) \times 1}{(Assets)}. \quad (2)$$

수익성 지표는 당기순이익 비율(*net profit to equity ratio; NPE*), 투자손익 비율(*net investment profit to equity ratio; INVE*), 보험손익 비율(*net insurance profit to equity ratio; INSE*), 그리고 영업이익률(*operating income ratio; OIR*)을 사용한다. 당기순이익(*Net profit*)은 총수익(*Revenue*)에서 총비용(*Expense*)과 법인세(*Corporate income tax*)를 제외한 이후의 수익을 나타낸다. 당기순이익 비율, 투자손익 비율, 보험손익 비율 변수는 각각 총자본(*Equity*) 대비 당기순이익, 투자손익(*Net investment profit*), 보험손익(*Net insurance profit*)의 비율로 산출한다. 영업이익률은 총매출(*Sales*) 대비 영업이익(*Operating income*)으로 산출하며, 각각의 산출식은 아래의 식 (3), (4), (5), (6)에 나타나 있다.

$$NPE = \frac{(Net\ profit)}{(Equity)} = \frac{(Revenue) - (Expense) - (Corporate\ income\ tax)}{(Equity)}, \quad (3)$$

$$INVE = \frac{(Net\ investment\ profit)}{(Equity)}, \quad (4)$$

$$INSE = \frac{(Net\ insurance\ profit)}{(Equity)}, \quad (5)$$

$$OIR = \frac{(Operating\ income)}{(Sales)}. \quad (6)$$

다음으로, 유동성 지표와 각각의 산출방식은 다음과 같다. 유동성 비율(liquidity ratio: LIQ)은 과거 일 년간 지급한 보험금의 월평균 금액(Monthly average insurance payment)의 1개 분기 금액 대비 유동성 자산의 비율을 나타내며, 현금 수지차 비율(net cash flow ratio: NCF)은 보험회사에서 외부로 지급하는 보험금(Premium paid) 대비 보험회사로 유입되는 자금의 비율을 나타낸다. 유동성 비율의 산출방식은 식 (7), 현금 수지차 비율의 산출방식은 식 (8)과 같다.

$$LIQ = \frac{(Liquidity\ assets)}{(Monthly\ average\ insurance\ payment) \times 3}, \quad (7)$$

$$NCF = \frac{(Net\ investment\ profit) + (Net\ insurance\ profit)}{(Premium\ paid)} \times 100. \quad (8)$$

마지막으로 보험회사 관련 변수로 레버리지 비율(LEV)과 자산규모(LnTA) 변수를 사용한다. 레버리지 비율은 총자본 대비 총부채(Debt)로 계산하며, 자산규모는 총자산(Total assets)에 자연로그를 취한 값을 사용한다. 산출방식은 아래 식 (9)와 식 (10)과 같다.

$$LEV = \frac{(Debt)}{(Equity)}, \quad (9)$$

$$LnTA = \ln(Total\ assets). \quad (10)$$

분석에 사용된 보험회사 재무건전성 관련 변수의 기초통계량은 <Table 2>의 Panel A와 같으며, 변수 간의 상관관계는 Panel B에 나타나 있다. 본 표본은 외국계 기업을 제외한 모든 국내 보험회사 총 26개사의 분기별 자료를 포함하고 있으며, 표본 기간은 2017년부터 2018년이다. 분석에 사용된 모든 지표의 통계적 정상성(stationarity)을 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정을 통해 확인하였으며, 모든 지표가 안정적임을 확인하였다. 해당 자료는 예금보험공사의 보험회사 주요 재무현황 자료와 FnGuide, 금융감독원에서 제공하는 금

융통계정보시스템(Financial Statistics Information System; FISIS)를 통해 수집하였다.

〈Table 2〉 Financial solvency indicators for insurance companies

Panel A: Descriptive statistics

| | Mean | S.D. | Q1 | Med. | Q3 | Skew. | Kurt. | ADF |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|----------|
| LnRBC | 5.34 | 0.35 | 5.17 | 5.28 | 5.39 | 1.69 | 7.78 | -4.54*** |
| RWNA | 0.11 | 0.10 | 0.04 | 0.08 | 0.18 | 0.79 | -0.09 | -4.81*** |
| NPE | 0.07 | 0.05 | 0.03 | 0.07 | 0.11 | 0.70 | 1.02 | -3.64*** |
| INVE | 0.10 | 0.20 | 0.01 | 0.07 | 0.12 | 4.52 | 29.24 | -5.81*** |
| INSE | -0.03 | 0.06 | -0.05 | 0.00 | 0.01 | -1.74 | 3.40 | -4.51*** |
| OIR | 1.15 | 7.47 | 1.06 | 2.18 | 3.76 | -5.05 | 28.78 | -4.22*** |
| LIQ | 296.35 | 521.46 | 148.41 | 200.36 | 289.74 | 10.21 | 120.66 | -8.74*** |
| NCF | 81.43 | 83.89 | 37.02 | 53.60 | 85.73 | 2.65 | 6.57 | -3.92*** |
| LEV | 13.43 | 5.81 | 9.43 | 13.96 | 16.54 | 0.75 | 2.32 | -3.58*** |
| LnTA | 11.97 | 1.56 | 11.42 | 12.10 | 12.82 | -1.10 | 2.03 | -3.67*** |

Panel B: Correlation matrix

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|-----------|----------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|------|------|
| (1) LnRBC | 1.00 | | | | | | | | | |
| (2) RWNA | -0.39*** | 1.00 | | | | | | | | |
| (3) NPE | -0.14** | -0.13* | 1.00 | | | | | | | |
| (4) INVE | -0.04 | -0.20*** | 0.06 | 1.00 | | | | | | |
| (5) INSE | 0.22*** | -0.16** | 0.51*** | -0.46*** | 1.00 | | | | | |
| (6) OIR | -0.36*** | 0.13* | 0.07 | -0.34*** | 0.51*** | 1.00 | | | | |
| (7) LIQ | 0.53*** | -0.16** | -0.06 | 0.18*** | -0.17** | -0.76*** | 1.00 | | | |
| (8) NCF | 0.39*** | -0.44*** | 0.11 | 0.73*** | -0.20*** | -0.61*** | 0.53*** | 1.00 | | |
| (9) LEV | -0.67*** | 0.18*** | 0.61*** | 0.08 | -0.03 | 0.14** | -0.21*** | -0.14** | 1.00 | |
| (10) LnTA | 0.02 | -0.04 | 0.14** | -0.48*** | 0.53*** | 0.68*** | -0.47*** | -0.51*** | 0.01 | 1.00 |

Notes: 1) Panel A shows the descriptive statistics for the financial indices, and Panel B shows the correlations among the indices.

2) *Mean* and *S.D.* denote the mean and standard deviation values, respectively. *Q1*, *Med.*, and *Q3* each denote the first quartile, median, and third quartile observations, respectively. *Skew.* is the skewness, and *Kurt.* is the kurtosis of the sample data distribution. *ADF* indicates the augmented Dickey-Fuller test results.

3) ***, **, and * indicate the significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Source: FISIS, FnGuide, and KDIC.

다음은 보험회사의 유형에 따른 기초통계량의 차이이다. 보험회사 유형, 즉, 해당 보험회사가 생명보험사인지 손해보험사인지에 따라 재무건전성이나 자본구조 등의 유의미한 차이가

있을 수 있으며, <Table 3>은 앞서 확인한 주요 재무변수들이 보험사 유형에 따라 실제 차이가 있는지를 살펴본다. 국내 생명보험사는 총 15개사가 있으며, 손해보험사는 11개사가 있다. 먼저, 자본적정성 지표를 살펴보면, 일반적으로 생명보험사의 RBC 비율이 손해보험사의 RBC 비율보다 높은 것을 확인할 수 있다. 수익성 지표 역시 영업이익률을 제외하면, 자본 대비 당기순이익, 투자손익, 보험손익 모두에서 생명보험사가 높은 수익성을 보이는 것을 알 수 있다. 유동성 지표 역시 유동성 비율과 현금 수지차 비율 두 지표 모두 생명보험사가 더 높으며, 생명보험사 자산이 손해보험사 자산보다 더 유동성이 높다고 할 수 있다. 반면, 부실자산 비율은 손해보험사는 0.15, 생명보험사는 0.08로, 손해보험사가 생명보험사보다 두 배 가까이 높다. 마지막으로 레버리지 비율과 자산규모 역시 생명보험사가 더 큰 것을 알 수 있다. 주요 지표를 살펴본 결과, 전반적으로 생명보험사가 재무적으로 더 건전하다고 해석되며, 손해보험사는 더 규모가 작고 자산구조가 상대적으로 부실한 것으로 판단할 수 있다.

<Table 3> Financial solvency indicators for life and non-life insurance companies

| | Life insurance company | | Non-life insurance company | |
|------|------------------------|--------|----------------------------|--------|
| | Mean | S.D. | Mean | S.D. |
| LRBC | 5.42 | 0.38 | 5.21 | 0.28 |
| RWNA | 0.08 | 0.08 | 0.15 | 0.10 |
| NPE | 0.10 | 0.04 | 0.02 | 0.02 |
| INVE | 0.11 | 0.26 | 0.09 | 0.05 |
| INSE | -0.00 | 0.05 | -0.06 | 0.05 |
| OIR | 0.37 | 9.67 | 2.23 | 1.73 |
| LIQ | 377.69 | 670.53 | 185.44 | 102.19 |
| NCF | 109.72 | 101.23 | 42.85 | 10.96 |
| LEV | 14.51 | 5.89 | 11.96 | 5.40 |
| LnTA | 12.07 | 1.76 | 11.83 | 1.23 |

Notes: 1) This table shows the descriptive statistics for the quarterly dataset of insurance companies' financial solvency indicators.

2) The columns labeled Mean and S.D. denote the mean and standard deviation values of the given variables, respectively.

Source: FISIS, FnGuide, and KDIC.

각 변수의 표준편차를 통해서도 생명보험사와 손해보험사 표본이 서로 차이가 있는 것을 확인할 수 있다. RBC 비율의 경우, 생명보험사 표본의 표준편차가 손해보험사 표본보

다 더 큰 것을 알 수 있다. 이는 생명보험사 간의 RBC 비율이 차이가 손해보험사 간의 차이보다 조금 더 편차가 있다고 해석할 수 있다. 반면, 부실자산 비율은 생명보험사 표본의 표준편차가 더 작으며, 이는 생명보험사의 부실자산 비율이 더 전반적으로 더 낮으며, 동시에 같은 생명보험사 간의 편차도 더 작은 것으로 해석할 수 있다. 수익성과 유동성 지표는 모두 생명보험사 표본에서의 표준편차가 더 크고, 이는 생명보험사의 경우, 같은 표본 내에서도 수익성이나 유동성이 더 높은 보험사와 그렇지 않은 보험사 간의 차이가 더 두드러짐을 암시한다. 마지막으로, 자산규모의 표준편차 역시 생명보험사 표본의 값이 더 크며, 이는 일반적으로 같은 생명보험사 간의 자산규모의 차이가 손해보험사 간의 차이보다 크게 나타남을 의미한다.

2. 회귀사건 로지스틱 회귀분석

신종자본증권 발행에 영향을 미치는 재무적 요소들을 확인하기 위해 회귀사건 로지스틱 분석을 사용한다. 국내 보험업 감독규정 개정이 이루어진 시기를 고려하여, 본 분석에서는 실제 보험회사가 자본확충과 재무건전성 기준 충족을 목적으로 활발하게 신종자본증권을 발행한 2017년부터 2018년까지의 분기별 자료를 활용한다. 재무지표는 예금보험공사 홈페이지의 보험회사 건전성판단가이드와 보험회사 주요재무현황 자료를 참고 및 수집하며, 다음과 같이 구성한다. 자본적정성 지표로 RBC 비율을 사용하며, 자산건전성 지표로는 부실자산 비율을 사용한다. 수익성 지표로는 자본 대비 당기순이익, 자본 대비 투자손익, 자본 대비 보험 손익, 영업이익률을 활용하고, 유동성 지표로는 유동성 비율과 현금 수지차 비율을 사용한다. 각 보험회사의 규모에 따라 발행목적이나 영향에 차이가 있을 수 있으므로, 총자산 규모의 로그값을 활용하여 기업규모의 영향을 통제한다.

또한, 보험회사의 신종자본증권 발행이 급증한 것은 사실이지만, 보험업 감독규정 개정은 2016년에 발생했으며 발행이 활발하게 이뤄지기 시작한 것은 2017년 이후이다. 따라서, 실제 발행사례는 아직 제한적이다. 상대적으로 해당 증권 발행의 발생빈도가 드문 점을 고려하여, 본 연구는 제한된 자료에 대한 엄밀한 분석을 위해 다음의 식 (11)과 같은 회귀사건 로지스틱 분석의 방법론을 사용한다.

$$\ln\left(\frac{\tilde{\pi}_{i,q}}{1-\tilde{\pi}_{i,q}}\right) = \beta_0 + \beta_{i,j}X_{i,j,q-1} + \gamma_i \text{Ln}TA_{i,q-1} + u_{i,j,q},$$

where $\tilde{\pi}_{i,q} = \Pr(HB_{i,q} = 1 \mid X_{i,j,q-1}, \text{Ln}TA_{i,q-1})$. (11)

위의 식에서 $HB_{i,q}$ 는 해당 분기에 신종자본증권을 발행한 보험회사의 경우 1, 발행하지 않은 보험회사의 경우 0의 값을 갖는 이항변수(binary variable)이다. $X_{i,j,q-1}$ 은 분석에 사용되는 $q-1$ 시점의 보험회사 i 에 대한 설명변수 j 를 나타내며, RBC 비율, 부실자산 비율, 당기순이익의 비율, 투자손익의 비율, 보험손익의 비율, 영업이익률, 유동성 비율, 현금 수지차 비율, 레버리지 비율이 이에 해당한다. $\text{Ln}TA_{i,q-1}$ 은 보험회사 i 의 $q-1$ 시점 총자산에 로그를 취한 값이며, 보험회사 규모에 따른 영향을 통제하는 변수이다. $\tilde{\pi}_{i,q}$ 는 설명변수와 통제 변수가 주어졌을 때 $HB_{i,q}$ 변수가 1의 값을 갖는 조건부 확률을 나타낸다. 이에 따라, 본 분석모형은 각각의 변수가 보험회사의 신종자본증권 발행확률에 미치는 영향을 분석하며, 식 (11)에서 계수 $\beta_{i,j}$ 가 유의한 양(음)의 값을 가질 경우, 보험회사의 재무변수가 j 가 큰(낮은) 값을 가질수록 보험회사가 신종자본증권을 발행할 유인이 큰 것으로 해석할 수 있다.

IV. 실증분석 및 결과

1. 신종자본증권 발행 결정요인 분석결과

본 절은 보험회사의 신종자본증권 발행 여부와 기타 재무건전성 변수 간의 관계를 회귀 사건 로지스틱 모형을 추정하여 확인한다. 이를 통해, 신종자본증권을 발행하는 보험회사와 그렇지 않은 보험회사 간의 재무적 특성의 차이를 분석하며, 보험회사가 신종자본증권을 발행하게 되는 주요 결정요인을 식별한다. 외국계 기업을 제외한 국내 보험회사 26개사의 전체 표본에 관한 분석결과는 아래의 <Table 4>와 같다.¹⁰⁾ 신종자본증권 발행에 영향을 미칠 수 있는 변수를 보험회사의 자본적정성, 자산건전성, 수익성, 유동성 등의 지표를 바탕으로

10) 본 연구에 제시된 모든 분석은 연도에 따른 영향을 통제한 이후에도 결과가 유의하게 다르지 않음을 확인하였다.

선정하였다. 보험업계의 신종자본증권 발행에 관한 감독규정 개정은 2016년에 최초로 이루어졌으며, 이에 따라 현재까지 누적된 표본 기간이 비교적 짧다는 한계가 있다. 이에 본 연구는 해당 변수들의 단기적인 영향에 집중하여 분석한다.

<Table 4> Determinants of hybrid bond issuances (full sample)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| Intercept | 6.563 (1.27) | -10.192** (6.54) | -8.420** (5.82) | -8.670** (4.99) | -6.708** (3.88) | -9.199** (6.25) | -7.625** (5.45) | -7.295** (4.96) | -11.265** (6.43) |
| LnRBC _{t-1} | -4.767*** (6.80) | | | | | | | | |
| RWNA _{t-1} | | 5.779* (3.36) | | | | | | | |
| NPE _{t-1} | | | 7.981 (2.27) | | | | | | |
| INVE _{t-1} | | | | 2.327 (1.39) | | | | | |
| INSE _{t-1} | | | | | 1.300 (0.03) | | | | |
| OIR _{t-1} | | | | | | -0.068 (2.50) | | | |
| LIQ _{t-1} | | | | | | | 0.0003 (1.64) | | |
| NCF _{t-1} | | | | | | | | 0.002 (0.21) | |
| LEV _{t-1} | | | | | | | | | 0.084* (2.73) |
| LnTA _{t-1} | 1.248** (6.13) | 0.531* (3.17) | 0.397 (2.21) | 0.454 (2.32) | 0.316 (1.40) | 0.523* (3.12) | 0.378 (2.20) | 0.348 (1.98) | 0.582* (3.35) |
| Converge | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| AIC | 76.25 | 78.99 | 80.13 | 78.17 | 80.34 | 70.67 | 61.02 | 65.81 | 70.81 |
| R ² | 0.0400 | 0.0244 | 0.0193 | 0.0118 | 0.0090 | 0.0154 | 0.0120 | 0.0089 | 0.0197 |

Notes: 1) Each column, labeled (1) through (9), denotes the regression result using a given financial solvency factor as an explanatory variable.

2) The figures in parentheses indicate the Wald statistics. Converge indicates the convergence of the maximum likelihood estimation; AIC is the Akaike's information criterion values for model fitness; R² is McFadden's pseudo-R².

3) ***, **, and * indicate the significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

분석결과, 모형 (1), (2), (9)에서 각각 LnRBC, RWNA, LEV, 그리고 LnTA 변수가 단기적으로 신종자본증권 발행에 유의한 영향을 미치는 것을 확인하였다. 먼저, 자산규모 변

수를 살펴보면, 다수의 모형에서 유의한 양의 값을 갖는 것을 확인하였으며, 다시 말해, 일반적으로 보험회사의 규모가 클수록 신종자본증권을 발행할 확률이 높은 것으로 나타났다. 모형 (1)을 예시로 볼 경우, 전기 보험사 규모가 한 단위 증가할 때, 보험사가 신종자본증권을 발행하지 않을 확률 대비 발행할 확률(odds ratio)은 약 3.48배 증가하는 것을 발견하였다. 다음으로, 모형 (1)에서 $LnRBC$ 변수는 음의 계수(-4.767)를 가지며, 이는 전기 RBC 비율이 낮은 기업일수록 신종자본증권을 발행할 확률이 높다고 해석할 수 있다. 모형 (2)에서 $RWNA$ 변수의 계수는 양의 값(5.779)이며, 전기 부실자산 비율이 높을수록 당기에 신종자본증권을 발행할 확률이 더 높음을 나타낸다. 마지막으로, 모형 (9)에서 LEV 변수의 계수는 양의 값(0.084)으로 추정된다. 이러한 분석결과를 통해, 레버리지 비율이 높은 보험회사일수록 신종자본증권을 더 발행함을 알 수 있다. 수익성과 유동성 지표는 보험회사의 신종자본증권 발행에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 종합할 때, 보험회사는 자본적정성 지표인 RBC 비율이 낮거나 부실자산 비율이 높을수록, 즉, 재무상태가 좋지 않을수록 신종자본증권을 더 발행한다고 할 수 있으며, 이는 본 연구의 가설과 일치한다. 특히, RBC 비율의 경우, 일반적으로 보험회사가 IFRS17 회계기준 도입 등을 앞두고 재무건전성 기준 충족 및 제고를 위해 신종자본증권을 발행한다는 기존의 전통적인 예상과 부합하는 결과이다. 반면, 부실자산 비율 관련 분석결과는, 실제 보험회사가 신종자본증권을 발행하는 데에는 특정 재무건전성 기준 충족 외에도, 단순히 부실한 기업의 재무구조를 개선하거나 자본을 조달하려는 목적이 있을 수 있다.

2. 보험회사 종류별 분석결과

다음은 보험회사를 종류별로 구분하여 분석하였다. 아래의 <Table 5>는 손해보험사를 제외한 국내 생명보험사 15개사를 대상으로 회귀사건 로지스틱 분석을 시행한 결과이다. 분석결과, 전기 $LnRBC$ 변수가 유의하게 당기의 신종자본증권 발행을 예측하는 것을 알 수 있다. 계수는 음의 값(-4.664)이며, 이는 다시 말하면 생명보험사의 전기 RBC 비율이 낮을수록 당기에 신종자본증권을 발행할 확률이 더 크다고 할 수 있다. 이에 따라, 생명보험사의 경우, 신종자본증권의 발행목적이 RBC 비율을 개선하는 데 있다고 해석할 수 있다. 또한, 모형에 따라 차이는 있지만, 모형 (1)에서 $LnTA$ 변수의 계수 역시 유의한 양의 값으로 추정되며, 계수가 통계적으로 유의하지 않은 다른 모형에서도 일관되게 양의 값을 갖는다. 이는

생명보험사 표본 내에서도 자산규모가 큰 보험사일수록 신종자본증권을 발행할 가능성이 어느 정도 높다고 볼 수 있다. 한편, 전체 표본 분석에서 유의한 영향이 확인되었던 부실자산 비율은 생명보험사만을 대상으로 한 분석에서는 유의한 영향이 발견되지 않았다.

〈Table 5〉 Determinants of life insurance firms' hybrid bond issuances

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|------------------|---------------------|
| Intercept | 9.355 (0.22) | -7.468* (3.72) | -9.885** (4.08) | -7.246* (3.08) | -6.033* (3.14) | -8.561** (4.16) | -6.786* (3.47) | -5.917 (2.20) | -10.665** (4.10) |
| LnRBC _{t-1} | -4.664** (5.61) | | | | | | | | |
| RWNA _{t-1} | | 4.509 (1.23) | | | | | | | |
| NPE _{t-1} | | | 10.246 (1.81) | | | | | | |
| INVE _{t-1} | | | | 1.669 (0.66) | | | | | |
| INSE _{t-1} | | | | | -4.533 (0.21) | | | | |
| OIR _{t-1} | | | | | | -0.061 (1.67) | | | |
| LIQ _{t-1} | | | | | | | 0.0003 (1.08) | | |
| NCF _{t-1} | | | | | | | | 0.0002 (0.00) | |
| LEV _{t-1} | | | | | | | | | 0.082 (1.94) |
| LnTA _{t-1} | 1.006* (3.74) | 0.355 (1.43) | 0.488 (2.01) | 0.361 (1.32) | 0.279 (1.06) | 0.483 (2.11) | 0.326 (1.35) | 0.267 (0.85) | 0.542 (2.17) |
| Converge | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| AIC | 50.07 | 53.37 | 54.52 | 51.69 | 54.81 | 44.36 | 34.53 | 39.77 | 44.71 |
| R ² | 0.0508 | 0.0209 | 0.0216 | 0.0108 | 0.0085 | 0.0179 | 0.0125 | 0.0089 | 0.0214 |

Notes: 1) Each column, labeled (1) through (9), denotes the regression result using a given financial solvency factor as an explanatory variable.

2) The figures in parentheses indicate the Wald statistics. Converge indicates the convergence of the maximum likelihood estimation; AIC is the Akaike's information criterion values for model fitness; R² is McFadden's pseudo-R².

3) ** and * indicate the significance at the 5% and 10% levels, respectively.

〈Table 6〉은 손해보험사 11개사만을 대상으로 같은 분석을 시행한 결과이다. 먼저, 모형 (1)에서 LnRBC의 계수가 거의 유의하지 않으며, 이는 손해보험사의 경우, 생명보험사와는 달리 RBC 비율이 다음 기의 신종자본증권 발행 결정에 미치는 영향이 있다고 볼 수 없음을 시사한다. 반면, 모형 (2)에서는 RWNA 변수의 추정치가 유의한 양의 값(9.235)인 것을 알

수 있다. 다시 말하면, 전기에 더 부실자산 비율이 높았던 손해보험사일수록 당기에 신종자본 증권을 더 발행한다고 해석할 수 있다. $\ln TA$ 변수의 전반적인 유의성을 살펴보면, 생명보험사를 분석한 결과와 비교했을 때, 손해보험사 표본 내에서는 자산규모에 따른 신종자본증권 발행확률의 차이가 거의 없는 것으로 나타나는데, 이는 앞서 기초통계량에서 확인한 바와 같이 손해보험사 간의 자산규모 편차가 상대적으로 크지 않기 때문이라고 해석할 수 있다.

〈Table 6〉 Determinants of non-life insurance firms' hybrid bond issuances

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|-----------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Intercept | 1.283 (0.02) | -10.888 (1.91) | -4.244 (0.65) | -4.894 (0.51) | -3.667 (0.41) | -4.868 (0.52) | -1.938 (0.04) | -2.669 (0.30) | -3.926 (0.52) |
| $\ln RBC_{t-1}$ | -1.406 (0.40) | | | | | | | | |
| $RWNA_{t-1}$ | | 9.235* (3.08) | | | | | | | |
| NPE_{t-1} | | | -5.808 (0.18) | | | | | | |
| $INVE_{t-1}$ | | | | 7.272 (0.40) | | | | | |
| $INSE_{t-1}$ | | | | | -1.884 (0.03) | | | | |
| OIR_{t-1} | | | | | | -0.126 (0.10) | | | |
| LIQ_{t-1} | | | | | | | -0.001 (0.03) | | |
| NCF_{t-1} | | | | | | | | -0.016 (0.12) | |
| LEV_{t-1} | | | | | | | | | 0.011 (0.01) |
| $\ln TA_{t-1}$ | 0.256 (0.18) | 0.513 (0.73) | 0.118 (0.07) | 0.103 (0.04) | 0.050 (0.01) | 0.185 (0.09) | -0.063 (0.01) | 0.035 (0.01) | 0.071 (0.03) |
| Converge | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| AIC | 26.79 | 28.66 | 31.18 | 30.26 | 30.10 | 23.52 | 15.85 | 19.18 | 20.65 |
| R^2 | 0.0035 | 0.0352 | 0.0018 | 0.0042 | 0.0003 | 0.0010 | 0.0003 | 0.0014 | 0.0004 |

Notes: 1) Each column, labeled (1) through (9), denotes the regression result using a given financial solvency factor as an explanatory variable.

2) The figures in parentheses indicate the Wald statistics. Converge indicates the convergence of the maximum likelihood estimation; AIC is the Akaike's information criterion values for model fitness; R^2 is McFadden's pseudo- R^2 .

3) * indicates the significance at the 10% level.

V. 연구결과의 함의 및 정책제언

본 논문의 실증분석 결과는 다음의 두 가지 함의를 갖는다. 먼저, 기존의 관점과 같이, 본 연구는 보험회사가 실제 신종자본증권을 발행하는 유인이 특정 재무건전성 기준 충족에 있음을 실증적으로 확인하였다. 회귀사건 로지스틱 분석을 시행한 결과, 전기 RBC 비율과 부실자산 비율이 미래의 신종자본증권 발행을 유의하게 예측하는 것을 알 수 있으며, 또한, 그 밖에도 레버리지 비율과 자산규모 등이 신종자본증권 발행에 유의한 영향을 미치는 것을 살펴보았다. 반면, 수익성이나 유동성 지표는 신종자본증권 발행에는 유의한 영향이 없는 것으로 확인하였다. 이러한 분석은 실제 신종자본증권 발행사례가 상대적으로 적은 것을 고려하여, 회귀사건 로지스틱 분석방식을 채택하여 엄밀하게 시행하였다. 두 번째, 신종자본증권 발행의 목적이 각 보험회사 유형에 따라 다른 것을 보였다. 생명보험사와 손해보험사를 나누어 분석한 결과, 각 표본 보험사의 신종자본증권 발행이 서로 다른 재무건전성 지표의 영향을 받는 것을 확인하였다. 특히, 생명보험사의 경우, RBC 비율이 낮을수록 신종자본증권을 발행하려는 경향을 보였으며, 손해보험사는 부실자산 비율이 높을수록 신종자본증권을 발행하려는 경향을 보였다. 이는 생명보험사의 경우, IFRS17 등의 제도 도입을 앞두고, RBC 비율 기준을 충족하기 위한 목적으로 신종자본증권 발행을 결정한다고 해석할 수 있으며, 반대로 손해보험사의 경우, RBC 비율과는 무관하게 자본조달이나 부실한 자산구조 개선 등을 목적으로 신종자본증권을 발행한다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 실제 신종자본증권의 발행이 RBC 비율 개선만을 위해 이뤄지는 것은 아님을 의미하며, 이에 따라, 신종자본증권 발행 관련 규정 개정 시에 참고할만한 결과를 제시한다.

보험회사의 신종자본증권 발행은 지난 2016년 기존의 보험업 감독규정이 개정되면서 발행되기 시작했으며(금융위원회 2016, 2017), 이러한 규정 변화의 배경에는 2023년 도입이 예정된 새로운 회계기준인 IFRS17과 K-ICS가 있다. IFRS17은 국제회계기준위원회(International Accounting Standards Board; IASB)에서 공표한 국제회계기준 개정안으로, 해당 기준의 도입은 국내 보험회사의 향수 자본 및 위험관리 행태와 역량에 큰 영향을 미칠 것으로 예상하며, 이와 맞물려 시행되는 K-ICS는 RBC 비율 평가에 유의한 변화를 줄 것으로 판단된다.¹¹⁾ 새로운 국제회계기준 도입에 따른 주요 변경내용은 다음과 같

다. 먼저, 기존에 원가를 이용하던 보험부채에 대한 가치 평가 기준이 시장가치 혹은 공정 가치로 변경된다. 이에 따라, 평가의 시점에 따라 평가 가치가 달라질 수 있는 변동성이 존재하게 되었다. 또한, 금융당국이 도입하는 K-ICS 역시 보험회사의 지급여력비율을 크게 변화시킬 전망이다. 현행 권고 RBC 비율은 150% 이상이며, 이는 거의 모든 보험사에 의해 준수되고 있다. 그러나 IFRS17과 K-ICS의 도입 이후, 현재 산출되는 RBC 비율은 감소할 것으로 보이며, 이에 따라 보험회사는 권고치보다 더 높은 수준의 지급여력비율을 유지할 유인이 있다고 볼 수 있다.¹²⁾

회계기준의 변화는 곧 보험회사의 운영 및 자본관리 문제로 직결된다. 특히, 보험부채 평가 기준에 시장가치를 반영할 경우, 보험회사의 운영에 있어 자산과 위험관리 능력이 더욱 중요해질 것이다. 본 회계기준의 도입 시기는 2021년으로 예정되어 있었고, 최근 규정 변화 이후, 신종자본증권의 발행이 급증한 데는 이에 대한 우려와 대비 차원의 원인이 있을 것으로 보인다. 특히, 신종자본증권의 경우 회계상 Tier 1 자본으로 인정되는 영구채라는 점에서 후순위채권 등의 기타 채권발행을 통한 자본확충 수단보다 선호되었으며,¹³⁾ 발행절차가 간편하고 실제 자본의 변화가 없다는 점에서 증자 등의 수단보다 선호되었다.¹⁴⁾ 그러나 최근 보험회사의 이러한 행태에 대한 우려의 목소리도 나타나고 있다. 신종자본증권의 발행을 통해 일시적으로 자본을 확충하는 것은 가능하지만, 이러한 자본조달이 엄밀한 의미에서 보험회사의 재무건전성을 개선한다고 보기는 힘들다. 또한, 건전성 기준을 충족하는 데 있어 지나치게 해당 증권 발행에 의존할 경우, 높은 이자비용 등 보험회사의 재무건전성을 오히려 장기적으로 악화시키는 부작용이 발생할 수 있다(권재중 2002; 임준환·채원영 2018).

이에 따라, 본 연구는 현재 국내 보험업의 신종자본증권 발행 관련 규제를 현행보다 강화하되, 보험회사 유형별로 구분하여 더욱 엄밀하게 적용할 것을 제안한다. 보험회사의 신종자본증권 발행은 일반적으로 IFRS17 도입을 앞두고 RBC 비율을 높이기 위해 이루어지는 것으로 알려져 있다. 이러한 증권 발행은 단기적으로 자본적정성 관련 지표를 높

11) 연합뉴스(2019. 9), “IFRS17 도입, 보험사 보험부채 리스크 관리 중요해져”.

12) 건설경제(2019. 9), “보험업계, IFRS17 도입 대비해 새 시스템 도입·자본 확충”.

13) 연합뉴스(2019. 11), “IFRS17 2년 앞둔 보험사, 후순위채 만기도래 물량 6천억 육박”.

14) 이데일리(2020. 7), “역마진 나더라도 찍는다·· 보험사, 눈물의 영구채 발행”.

일 수는 있으나, 실질적으로 근본적인 자본구조를 개선한다고 보기는 어려우며, 장기적으로 재무건전성을 오히려 악화시킬 우려 역시 존재한다(Blum 2002; Rai 2005; Ryu and Yu 2021). 이와 더불어, 신종자본증권을 부채로 분류해야 한다는 논의까지 진행될 가능성이 제기되고 있으며,¹⁵⁾ 이 경우, 신종자본증권에 대한 의존도가 높은 보험회사는 높은 이자비용을 부담함과 동시에 자본비용 기준은 충족하지 못하는 상황이 발생할 수 있다. 또한, 본 연구의 분석결과에 따르면, 생명보험사는 RBC 비율 개선을 목적으로 신종자본증권을 발행하는 반면, 손해보험사의 경우, 부실자산 비율에 대한 지표를 개선하기 위해 해당 증권을 발행한다는 해석이 가능하다. 이는 각 보험사 유형에 따라 서로 다른 규제가 필요할 수 있음을 의미한다. 다시 말해, 생명보험사와 손해보험사의 증권 발행의 목적과 위험의 차이를 고려하여, 신종자본증권 발행 관련 규제를 보험사 유형별로 세분화 및 강화할 필요가 있을 수 있다.

본 연구의 결과는 현재 보험회사의 신종자본증권이 항상 RBC 비율을 높이기 위한 목적으로 발행되는 것은 아니며, 보험사 유형에 따라서는 부실한 자산구조를 개선하기 위해서도 발행될 수 있다는 것을 밝힌다. 또한, 장기적인 관점에서 신종자본증권 발행 따른 잠재적 문제점이 있을 수 있음을 지적한다. 이를 통해, 본 연구는 지난 2019년 6월 개정된 보험업법 시행령 등 정책변화에 대한 근거를 제시하며, 차후 신종자본증권 발행과 평가에 대한 기준을 강화하되 세분화할 필요가 있고 관련 제도 도입에 대한 추가적인 대비가 필요함을 제언한다.

VI. 결론

본 연구는 2016년과 2017년 시행된 보험업 감독규정 개정 이후, 보험회사의 주요 재무건전성 지표를 선정하여 신종자본증권 발행의 동기와 결정요인을 보험사 유형별로 살펴보았으며, 최근 신종자본증권을 보험회사의 자본으로 인정하고 발행기준을 완화한 제도개선 이후, 보험회사의 실질적인 신종자본증권 발행의 의미를 제시하고자 하였다. 또한, 그러한

15) 조선비즈(2019. 3), “금감원 “영구채는 부채로 분류해야””.

인베스트조선(2019. 1), “신종자본증권, 부채된다? 은행·보험 ‘괜찮아’ CJ·대한항공 ‘안돼’”.

정책을 평가할 수 있는 실증적 근거를 제시한다는 측면에서 연구의 기여가 있다고 할 수 있다.

실증분석에서는 먼저, 회귀사건 로지스틱 모형을 이용하여 보험회사의 신종자본증권 발행확률에 영향을 주는 결정요인을 조사하였다. 발행 결정에 영향을 미칠 수 있는 잠재적 변수는 예금보험공사 홈페이지에 게시된 보험회사 건전성판단가이드 자료를 참고하여 구성하였으며, 분석을 통해 전기의 주요 건전성 지표가 당기 신종자본증권 발행에 유의한 영향을 주는 것을 발견하였다. 전기의 RBC 비율이 낮거나 부실자산 비율이 낮은 보험회사일 수록 당기에 신종자본증권을 발행할 확률이 높았다. 이는 특정 재무건전성 기준을 단기적으로 개선할 필요가 있는 기업이나 자본조달 혹은 자본구조 개선을 목적으로 하는 경우에 신종자본증권을 발행하는 것으로 해석할 수 있다. 다수의 지표를 조사한 결과, 보험회사의 수익성과 유동성은 신종자본증권 발행을 결정함에 유의한 영향을 주지 않는 것을 확인하였다. 다음으로, 생명보험사와 손해보험사를 구분하여 신종자본증권 발행의 유인을 조사하였으며, 각각의 보험회사 유형이 서로 다른 목적으로 신종자본증권을 발행하는 것을 밝혔다. 특히, 생명보험사는 RBC 비율 개선을 목적으로 신종자본증권을 발행하였으나, 손해보험사는 부실한 자산구조 개선 등을 목적으로 해당 증권을 발행하는 것을 확인하였다.

기존의 연구는 신종자본증권이 발행 주체인 은행, 보험회사 등 금융기업에 미칠 수 있는 영향을 이론적으로 분석하거나, 기타 채권의 발행에 영향을 미치는 요인을 확인하는 데 중점을 두고 진행되었다. 본 연구는 실제 신종자본증권 발행하는 보험회사의 재무적 특성을 파악하고, 서로 다른 유형의 보험사가 어떠한 유인으로 신종자본증권 발행을 결정하는지 단기적으로 분석한 최초의 연구라는 점에서 기여가 있다. 또한, 보험사 유형별 신종자본증권 발행 동기 분석을 통해 제도의 실효성과 향후 잠재적 문제점을 검토하고, 향후 관련 정책의 방향성을 제언한다는 점에서 의의가 있다.

다만, 본 연구의 분석결과는 보험회사가 신종자본증권 발행을 결정하게 되는 원인에 주목할 뿐, 신종자본증권의 발행이 향후 보험회사의 재무건전성에 미치는 영향을 확인하지는 않는다. 또한, 보험회사의 신종자본증권 발행 결정에 영향을 미칠 수 있는 장기적인 동기가 있을 수 있으며, 이에 관해 본 연구에서는 별도의 해석을 제공하지 않는다. 덧붙여서, 신종자본증권은 일반적으로 콜옵션 조항을 포함하는데, 이에 따른 증권 발행유인에

차이가 존재할 수 있다. 해당 조항이 행사 가능해지는 시점은 발행 5년 이후부터이고 국내 보험회사의 최초 신종자본증권 발행이 이루어진 시점이 보험업 감독규정 개정 직후인 2016년인 것을 고려하면, 2020년 현재까지 콜옵션이 행사 가능한 시점이 도래하지 않았다. 이에 따라, 콜옵션 여부에 따른 신종자본증권 발행 결정 요인과 콜옵션 행사에 따른 보험회사 영향 등은 차후에 논의가 가능할 것으로 보인다. 마지막으로, 같은 시기에 자본조달 등 신종자본증권과 유사한 역할을 할 수 있다고 판단되는 유상증자에 관한 연구 역시 진행이 가능하다. 비슷한 기간의 유상증자 사례를 조사하여 원인을 분석한다면, 실제 보험회사가 유상증자 대신 신종자본증권을 발행하는 사유에 대해 의미 있는 해석을 제시할 수 있을 것으로 판단된다. 본 연구는 생명보험사와 손해보험사가 단기적으로 신종자본증권 발행을 결정하는 원인을 분석하는 데 중점을 두며, 위의 주요 과제들은 추후 연구를 통해 밝힐 수 있을 것으로 기대한다.

본 논문은 보험회사가 신종자본증권 발행을 결정하는 데 영향을 미치는 요인을 보험사 유형별로 분석한 연구이며, 이를 바탕으로 보험회사의 자본조달과 관련한 의사결정에 도움이 되는 정보를 제공할 수 있다. 또한, 관리감독 기관이 신종자본증권을 발행하는 보험회사의 발행 동기와 재무건전성을 조기에 파악하고 향후 정책 수립에 참고사항을 제공한다는 점에서 정책적 시사점이 있다.

참고문헌

- 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 and Finance*, 23(3):51-82.
- 유진영·류두진 (2020), “후순위채권 발행이 은행의 수익성과 부실위험에 미치는 영향”, **재무연구**, 제33권 제1호, pp. 145-180.
- (Translated in English) Yu, J., and D., Ryu (2020). “The effect of subordinated debt issuance on commercial bank profitability and insolvency risk”, *Asian Review of Financial Research*, 33(1):145-180.
- 윤영섭·정용관 (2001), “전환사채 발행유인에 관한 실증적 연구: 우리나라 제조업의 보통주 전환사채 발행을 중심으로”, **경영학연구**, 제30권 제1호, pp. 27-45.
- (Translated in English) Yun, Y., and Y., Jeong (2001). “Studies on the incentives of issuing the convertible bond: Concerning on common stock converting CB of manufacturing firms”, *Korean Management Review*, 30(1):27-45.
- 윤평식 (2016), “유상증자의 공시효과에 관한 재고찰”, **한국증권학회지**, 제45권 제2호, pp. 379-415.
- (Translated in English) Yoon, P. (2016). “The announcement effect of seasoned equity offerings: A re-examination”, *Korean Journal of Financial Studies*, 45(2):379-415.
- 전상경·이용석 (2010), “무상감자의 효과분석”, **금융연구**, 제24권 제3호, pp. 1-26.
- (Translated in English) Jun, S., and Y., Lee (2010). “The effect of capital reduction”, *Journal of Money and Finance*, 24(3):1-26.

- Blum, J. (2002). "Subordinated debt, market discipline, and banks' risk taking", *Journal of Banking and Finance*, 26(7):1427-1441.
- Cooney Jr., J., and A., Kalay (1993). "Positive information from equity issue announcements", *Journal of Financial Economics*, 33(2):149-172.
- Dittmar, A., and A., Thakor (2007). "Why do firms issue equity?", *Journal of Finance*, 62(1):1-54.
- Dutordoir, M., N., Strong and M., Ziegen (2014). "Does corporate governance influence convertible bond issuance?", *Journal of Corporate Finance*, 24:80-100.
- Firth, D. (1993). "Bias reduction of maximum likelihood estimates", *Biometrika*, 80(1):27-38.
- Fuertes, A. and J. M. Serena (2014). "Firms' financial soundness and access to capital markets", *Financial Stability Review*, 27:111-130.
- Krasker, W. (1986). "Stock price movements in response to stock issues under asymmetric information", *Journal of Finance*, 41(1):93-105.
- Levi, S., and B., Segal (2015). "The impact of debt-equity reporting classifications on the firm's decision to issue hybrid securities", *European Accounting Review*, 24(4):801-822.
- Loughran, T., and J., Ritter (1995). "The new issues puzzle", *Journal of Finance*, 50(1):23-51.
- McConnell, J., and C., Muscarella (1985). "Corporate capital expenditure decisions and the market value of the firm", *Journal of Financial Economics*, 14(3):399-422.
- Myers, S., and N., Majluf (1984). "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have", *Journal of Financial Economics*, 13(2):187-221.

- Rai, A. (2005). "Changes in risk characteristics of firms issuing hybrid securities: Case of convertible bonds", *Accounting and Finance*, 45(4): 635-651.
- Ritter, J. (1991). "The long-run performance of initial public offerings", *Journal of Finance*, 46(1):3-27.
- Ross, S. (1977). "The determination of financial structure: The incentive-signalling approach", *Bell Journal of Economics*, 8(1):23-40.
- Ryu, D., and J., Yu (2020). "Hybrid bond issuances by insurance firms", *Emerging Markets Review*, 45:100722.
- _____ (2021). "Nonlinear effect of subordinated debt changes on bank performance", *Finance Research Letters*, 38:101496.
- Spiess, D., and J., Affleck-Graves (1995). "Underperformance in long-run stock returns following seasoned equity offerings", *Journal of Financial Economics*, 38(3):243-267.
- Yu, J., and D., Ryu (2019). "Predicting banks' subordinated bond issuances", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 22(4):87-99.

Abstract

This study investigates the Korean domestic insurance industry and reveals the determinant factors of insurance companies' decisions to issue hybrid bonds. Employing the logistic regression with rare events, we find that some financial solvency indicators affect insurance companies' hybrid bond issuances in the near future. Particularly, life insurance companies issue hybrid bonds when their risk-based capital ratios are low, indicating that these companies decide issuances considering the imminent regulatory changes in the international financial accounting standards, which is the IFRS 17, and the K-ICS. Non-life insurance companies choose to issue the bonds when their risk-weighted non-performing assets ratios are low, to improve their asset quality. In addition, this study points out some potential side-effects of excessive issuances and proposes to reinforce the supervisory regulations.

※ Key words: Firth's logistic regression with rare events, Hybrid bond, International Financial Reporting Standards, Life insurance company, Non-life insurance company, Risk-based capital ratio

공적연금 수령이 건강 행태에 미치는 영향*

The Effect of Receiving a Public Pension on Health Behaviors

김 대 환** · 강 중 철***

Daehwan Kim · Jungchul Kang

도덕적 해이는 역선택과 함께 보험과 관련한 행태경제학 연구 중 이론적으로나 실증적으로 가장 많은 연구가 이루어진 주제이다. 하지만 연금에서의 도덕적 해이와 관련한 실증연구는 국내외 모두에서 찾아보기 어렵다. 이에 한국노동패널 8차(2005년) ~ 21차(2018년) 자료(총 14개년)를 활용해 연금수령 이후 또는 연금액이 증가함에 따라 경제주체가 건강을 유지하려는 노력이 달라지는지를 분석하였다. 다양한 패널모형을 활용해 분석한 결과, 연금을 수령하는 순간부터 또는 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하게 되고, 운동을 더 하게 되고, 흡연자는 금연을 하거나 흡연량을 줄이고, 나아가 음주자는 금주하거나 음주량을 경감시키는 행태 변화가 관측되었다. 그러므로 보험료 산정 시 또는 제도 개혁 시 사망률 개선의 영향뿐만 아니라 연금수령자와 연금액이 증가함에 따라 건강 행태의 변화로 인해 직면하게 될 장수리스크까지 고려해야 한다.

국문 색인어: 연금, 도덕적 해이, 인구고령화, 패널분석

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051602, B150500

* 이 논문은 2013년도 동의대학교 연구년 지원에 의하여 연구되었음.

** 동아대학교 경제학과 부교수(kimdh@dau.ac.kr), 제1저자

*** 동의대학교 금융보험학과 교수(jckang@deu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2020. 9. 5, 논문 최종 수정일: 2020. 10. 26, 논문 게재 확정일: 2021. 2. 18

I. 연구배경과 목적

보험과 관련한 행태경제학 연구 주제 중 단연코 역선택(adverse selection)과 도덕적 해이(moral hazard)가 이론적으로나 실증적으로 가장 많이 다루어진 주제다. 역선택은 보험 가입자가 본인에게 유리한 상품에 가입하는 경향으로 요약될 수 있다(Finkelstein and Poterba 2002¹⁾). 예를 들면, 건강이 좋은 사람보다는 좋지 않은 사람들이 건강보험에 가입하려는 행위, 건강할수록 노후대비를 위해 연금상품을 더 구매하는 행위, 자동차 운전이 서툰 사람이 만약의 사태에 대비해 자동차보험에 가입하거나 보장한도를 높이는 행위 등이 역선택에 해당된다. 반면, 도덕적 해이는 보험 가입 이후에 가입자(피보험자)의 행위가 가입 이전에 비해 더 위험선택적으로 변화되는 경향으로 정의된다(Ligon and Thistle 2008). 예를 들면, 건강보험에 가입했기 때문에 체감하는 의료비가 감소하게 되어 건강관리에 소홀하거나 필요 이상으로 병원에 자주 방문한다거나 MRI나 CT와 같은 고가의 의료서비스에 대한 수요를 증가시키는 행위가 도덕적 해이에 해당된다(Pauly 1968²⁾). 또는 자동차보험에 가입한 이후 운전자가 더 공격적으로 운전하게 되는 행태를 보이기도 한다.

즉 역선택은 보험가입 당시 나타나는 보험가입자의 행태 변화인 반면 도덕적 해이는 보험가입 이후 나타나는 보험가입자의 행태 변화라는 차이가 있다. 반면 두 행태 모두 발생 하는 근본적인 이유가 정보의 비대칭(asymmetric information)으로 동일하다. 특이한 것은 일반적으로 공급자와 소비자 간 정보의 비대칭 문제에서 주로 공급자가 더 많은 정보를 보유하는 것이 일반적이지만 보험시장에서는 수요자가 더 많은 정보를 보유한다. 예를 들어, 건강보험의 역선택 측면에서 볼 때 가입자의 건강에 대해 보험회사보다 보험에 가입 하는 본인이 더 잘 알고 있다. 도덕적 해이 측면에서도 건강보험 가입 이후 병원에 더 자주 방문하는 이유가 건강상의 문제인지 아니면 건강상의 문제라기보다는 단순히 건강에 대한

-
- 1) Finkelstein and Poterba(2002)는 역선택에 대해 “Longer-lived individual have greater incentives to purchase annuities (at given price) than shorter-lived individuals do, since an annuity's value is increasing in the length of time that an individual expects to be alive to receive annuity payments”라고 기술하고 있다.
 - 2) 보험의 도덕적 해이는 건강보험 분야에서 가장 많이 다루어져 왔는데, Pauly(1968)은 도덕적 해이를 “...the notion that insurance coverage, by lowering the marginal cost of care to the individual, may increase healthcare use”라고 기술하고 있다.

걱정스러운 마음 때문인지는 보험자(보험회사)보다는 피보험자가 정보의 우위에 놓여 있다. 이러한 역선택과 도덕적 해이는 결과적으로 보험자의 보험금 지급을 확대시키게 된다는 공통점이 있다.

이러한 이유로 보험자는 피보험자와의 관계에서 존재하는 정보의 비대칭으로 인해 발생하는 도덕적 해이를 최소화하려는 유인이 발생한다. 예를 들어, 건강보험 가입자가 병원에 자주 방문하려는 유인을 최소화하기 위해 최소본인부담금(deductible)을 적용하거나 값비싼 의료서비스의 수요를 경감시키기 위해 비례본인부담금(coinsurance)을 적용하게 된다.

그동안 선행연구에서 보험경제학 이론에서 제기한 역선택 및 도덕적 해이를 실증하려는 시도는 수없이 이루어져 왔지만 연금 분야에서 도덕적 해이 관련한 실증연구는 국내외적으로 찾아보기 어렵다.

이에 본 연구에서는 연금가입자의 도덕적 해이에 대해 실증분석하고자 한다. 보험경제학의 이론은 오래 생존할 것이라고 생각하는 사람이 연금상품에 가입하려는 역선택을 제시한다. 또한 사망 시까지 안정적으로 현금흐름이 제공되는 상품(이하 “종신연금”)의 수익률을 높일 수 있는 가장 확실한 방법은 오래 생존하는 것이기 때문에 다른 조건이 동일하다면 종신연금에 가입할 경우에는 본인의 생존시간(사망시간)을 가능한 극대화(최소화)하려는 유인이 더 강화될 수 있다. 종신연금 가입자가 사망률을 낮추려는 행위, 건강상태를 유지·개선하는 행위 등이 도덕적 해이로 언급되기도 한다(Phillipson and Becke 1998). 하지만 피보험자 입장에서 그리고 사회적으로 본인의 건강상태를 유지하거나 개선시키기 위한 행위를 도덕적 해이라고 정의할 수 없다. 이에 본 논문에서는 연금가입자의 생명연장, 건강유지, 건강개선 노력 등에 대해 도덕적 해이라는 용어의 사용을 최소화하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 이어지는 II장에서는 본 연구와 직간접적으로 관련 있는 선행연구들을 고찰한다. III장에서는 실증분석에 활용된 모형과 데이터를 소개한다. IV장에서는 연금 가입자들의 도덕적 해이에 대한 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로 V장은 연구의 결론과 한계이다.

II. 선행연구

위험회피성향이 높을수록 만약의 사태에 대비하기 위해 보험에 가입하려는 경향이 높아진다는 경제주체의 역선택적인 행위가 이론적으로 연구(Hakansson 1969; Rothschild and Stiglitz 1976; Yari 1964)된 이후 역선택의 존재를 실증적으로 확인하려는 시도가 활발했다. 보험시장에 역선택이 존재할 경우, 시장실패가 발생할 가능성이 높기 때문에 경제학적으로 많은 관심을 받는 연구주제이다. 예를 들어, 미국의 경제학자인 Akerlof(1970)은 중고차 시장에서 차량의 성능에 대한 정보를 판매자가 더 많이 보유하고 있기 때문에 소비자가 부여한 가치에 비해 품질이 낮은 자동차가 거래되고, 이러한 거래가 반복됨에 따라 중고차의 거래가 이루어지지 않는 시장실패, 일명 “죽음의 소용돌이(death spiral)”에 직면하게 된다고 하였다. 중고차 시장에서는 차량에 대한 정보가 부족한 수요자가 결국 ‘레몬(성능에 문제가 있는 차)’을 구입하게 되는 손해가 발생하는데, 이러한 과정은 보험자가 원하지 않는 피보험자가 보험에 가입하게 되는 보험거래와 같다. 결과적으로 중고차시장과 보험시장 모두에서 ‘정보가 부족한 사람이 원하지 않는 거래’로 귀결될 가능성이 높다.

Cutler and Zeckhauser(1998)은 건강보험에서, Finkelstein and McGarry(2006)는 장기요양보험에서, Finkelstein and Poterba(2004)는 연금상품에서 역선택이 존재한다고 실증하였다. 이 밖에도 많은 연구들이 유사한 결론을 제시하고 있다(Green 1963; Hofstede 1995; Outreville 2013).

도덕적 해이에 관한 국내의 연구 대부분이 건강보험에 집중되어 있으며, 역선택에 비해 많은 연구가 이루어지는 못했다. 해외의 경우 Acharya et al.(2012), Dave and Kaestner(2009), Bernal et al.(2014), Abrokwah(2014), Bernal et al.(2014) 등이 있다. 보험의 도덕적 해이에 대한 연구가 지속되고 있는 이유는 건강보험이 국민의 건강권, 인적자본, 경제성장 등에 긍정적이라고 하더라도(Currie and Gruber 1996b; Currie and Gruber 1996a; Currie and Gruber 1997), 도덕적 해이가 과도할 경우 사회 전반에 상당한 비효율성을 초래하기 때문이다.

도덕적 해이에 대한 실증연구가 상대적으로 많지 않은 이유는 도덕적 해이의 영향을 역선택의 영향으로부터 분리하기가 쉽지 않기 때문이다. 예를 들어, 건강보험에서의 도덕적

해이에 대한 실증분석은 기본적으로 건강보험 가입자와 미가입자 간 사고빈도(예, 외래 방문 수) 및 사고심도(예, 의료비)를 비교하는 방법으로 이루어지며 대부분 건강보험 가입자가 미가입자에 비해 사고빈도와 사고심도가 높게 나타난다. 민영건강보험에서 유사한 결과를 보여주는 국내 연구로 윤희숙(2008), 김재호(2011), 박성복·정기호(2011), 유창훈·김정동(2011), 이현복·남상욱(2013), 정기택·신은규·곽창환(2006) 등이 존재한다. 문제는 보험 가입 단계에서 역선택이 발생하고 이러한 보험가입자의 행태가 사고빈도와 사고심도로 연계된다. 즉 건강보험 가입자는 미가입자에 비해 건강이 좋지 못한 사람들이었음 가능성이 높다. 그러므로 건강하지 못한 사람은 건강보험에 가입하여 의료수요를 확대할 경우, 이는 건강보험의 도덕적 해이가 아닌 역선택으로 해석되는 것이 바람직하다. 쉽게 말해 건강보험 가입자는 건강보험에 가입하지 않았더라도 의료수요가 많았을 사람들이었기 때문에 건강보험 가입 이후에 미가입자에 비해 사고빈도와 사고심도가 높더라도 이는 역선택의 영향일 뿐 도덕적 해이의 영향이라고 해석하지 못한다는 논리이다. 하지만 실증분석에서 동일한 개인을 추적할 수 있는 패널데이터(panel data)를 활용하지 않고서는 도덕적 해이와 역선택의 영향을 분리하는 것은 쉽지 않은데(Chiappori and Heckman 1999; Chiappori and Salani'e 2000), 가용자료의 한계로 인해 도덕적 해이는 역선택에 비해 실증연구가 쉽지 않다.

이에 김대환(2014)은 한국의료패널자료(2008년 상반기~2011년 자료)를 활용해 실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향을 이원고정효과모형으로 분석하였다. 분석 결과, 본인의 건강상태가 걱정될 경우 실손의료보험에 가입한 즉시 외래와 입원을 통해 건강상태를 확인하려는 역선택은 발견되었으나, 실손의료보험에 가입한 1년 이후의 의료수요 행태를 분석한 결과 가입자와 미가입자 간 의료수요 차이를 발견하지 못했고 결과적으로 실손의료보험 자체가 도덕적 해이를 유발하지 않는다는 결론을 제시하였다. 하지만 김대환(2014)도 선행연구에 비해 역선택의 영향을 최소화하려고 시도했을 뿐 이를 완벽히 배제하지는 못했다는 한계를 지닌다.

전술하였듯이 국민의 건강 및 의료비 문제는 개인의 효용차원을 넘어 기업의 생산성, 글로벌시장에서의 제품 경쟁력, 나아가 국가의 경제성장으로까지 연계되므로 모든 나라들이 불필요한 의료비를 경감시키기 위한 전쟁 중이라고 해도 과언이 아니다. 예를 들어, 미국

의 경우 2018년 기준 의료비 지출이 GDP의 16.9%에 달한다(OECD 2019)³⁾. 그러므로 건강보험이 불필요한 의료비를 유발할 수 있다는 도덕적 해이에 대한 보험경제학의 경고는 국가적으로 매우 중요한 고려대상일 수밖에 없다. 이에 미국은 건강보험으로 인한 비효율성 정도를 분석하기 위해 RAND Experiment라는 대대적인 실험을 통해 의료수요의 가격탄력성을 측정하였다. 동 실험은 미국의 6개주에 걸쳐 2,000여 가구(5,800명의 개인)에 보장성이 다른 건강보험을 무작위로 할당하고 1974년부터 1981년 동안 의료수요의 변화 정도를 측정한 실험경제학 차원의 연구였다. 의료수요 시 본인부담률을 0%, 25%, 50%, 90% 등으로 차등화되되 본인부담액 상한을 가구소득의 5%, 10%, 15%(최고 1,000달러) 등으로 다양화하는 상품을 무작위로 배정한 뒤 의료서비스의 가격이 10% 증가 시 의료서비스 구매가 2% 감소한다는 결과를 통해 보험이 도덕적 해이를 유발한다고 결론내렸다(Newhouse 1993).

건강보험 이외에도 실업보험이 도덕적 해이를 유발하고 나아가 사회 전반에 상당한 비효율성을 초래한다는 연구들도 존재한다(Christofields and McKenna 1995; Katz and Meyer 1990; Moffitt 1985; Narendrannathan et al. 1985). 하지만 연금에서 도덕적 해이의 존재 가능성을 이론적으로 규명한 연구는 존재하지만(Davies and Kuhn 1992), 국내의 모두 연금가입자의 건강 행태를 직접 실증한 연구는 찾아보기 어렵다. Phillipson and Becker(1998)는 연금가입자들의 도덕적 해이로 인해 사망률이 감소할 수 있음을 이론적으로 규명하였다. Finkelstein and Poterba(2004)는 연금으로 인해 사망률이 감소할 수 있음을 제시하였는데, 연금가입자와 비가입자 간 사망률의 평균값을 비교하는 것에 그치고 있다. 반면 본 연구에서는 패널자료를 활용해 각 개인을 장기간 추적하면서 연금을 수령할 경우 또는 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 및 개선 행태의 변화가 관측되는지를 실증분석하였다.

3) 한국은 8.1%로 OECD의 평균 8.8%보다 약간 낮지만 의료비 증가율은 한국이 OECD 국가 중 가장 높다.

III. 실증분석

1. 분석 방법

연금수령자의 행태변화를 분석하기 위해 패널자료를 활용하였다. 전술하였듯이 피보험자의 행태를 분석하기 위해 횡단면자료를 활용할 경우 역선택의 영향을 배제하는 것이 불가능하기 때문에 패널데이터의 활용이 필수다(Chiappori and Heckman 1999, Chiappori and Salani'e 2000).

$$Behavior_{it} = \alpha Annuity_{it} + X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (\text{식 1})$$

$Behavior_{it}$ 는 개인 i 의 t 기 건강 관련 행태(이하 “건강행태”)를 의미하며, 이때 $i = 1, \dots, N$ 이고, $t = 1, \dots, T$ 이다. $Annuity_{it}$ 는 연금 수령 여부 또는 연금수령액 등을 의미하는 주요 설명변수이며, α 는 추정계수이다. X_{it} 는 $Annuity_{it}$ 이외에 개인의 건강행태에 영향을 줄 수 있는 변수들의 벡터(vector)이며 β 는 추정계수 벡터이다.

ϵ_{it} 는 오차항(error term)으로 연구자에게 관측되지 않는 두 가지의 고정효과(fixed effect)가 존재할 수 있다. 첫째, 개인 간에는 차이가 있지만 시간에 따라서는 차이가 없는 개인고정효과(individual fixed effect)로 (식 2)의 c_i 로 표현된다. 예를 들어, 위험회피성향이 높은 개인은 노후준비에 더 충실하고 나아가 건강관리도 더 철저할 수 있다. 이 경우 α 가 과대 추정될 수 있다. 또한 연구자에게 관측되지 않는 어떤 성향이 연금을 수령할 수 있는 자격에 영향을 준다면 α 는 도덕적 해이뿐만 아니라 역선택의 영향까지 포함하게 된다. 즉 연금을 매우 선호하는 성향을 지닌 사람은 연금을 수령할 수 있는 직업군 또는 많은 액수의 연금을 수령하는 직업군을 선호하게 되는 역선택이 발생할 수 있으며 이러한 역선택의 영향이 α 에 반영된다.

둘째, 개인 간에는 차이가 없으나 시간이 변함에 따라 값이 변화는 시간고정효과(time fixed effect)로 (식 2)의 μ_t 에 해당된다. 예를 들어, 금융위기와 같은 경제위기의 영향을 통제하거나 특정 시기에 유명한 사람이 건강문제로 사망할 경우 사람들이 건강관리를 위해 더 노력하는 경향을 보일 수 있는데 이를 모형에서 고려하지 않을 경우 마치 연금수령

으로 인해 건강관리에 더 노력하는 것으로 해석될 수 있다. 특히 해당 사건이 연금 가입자와 비가입자 간 다르게 영향을 끼친다면 편의(bias)가 확대된다.

$$\epsilon_{ijt} = c_i + \mu_t + u_{it} \quad (\text{식 2})$$

고정효과로 초래되는 문제를 해결하기 위해 이원고정효과모형(two-way fixed effect model)을 활용할 수 있다. 고정효과의 문제를 해결하기 위해서는 고정효과 자체를 제거하거나 모형에 포함시켜 직접 통제하는 방식이 있다. 이원고정효과모형은 각 변수를 각 개인 i 에 대해 t 를 기준으로 평균을 산출한 (식 3)을 (식 1)에서 차감하는 방식으로 관측가능하지 않은 개인고정효과 c_i ⁴⁾를 제거하는 동시에 시간고정효과 μ_t 는 모형에서 직접 통제하는 방식으로 (식 4)를 분석하는 방식이며 본 연구에서도 (식 4)를 실증분석에 활용하였다.

$$\overline{Behavior}_i = \alpha \overline{Annuity}_i + \overline{X}_i \beta + \bar{\epsilon}_i \quad (\text{식 3})$$

$$Behavior_{it} - \overline{Behavior}_i = \alpha (Annuity_{it} - \overline{Annuity}_i) + (X_{it} - \overline{X}_i) \beta + \mu_t \gamma + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (\text{식 4})$$

(식 3)에서 $\overline{Behavior}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Behavior_{it}$ 로 산출되며, (식 4)의 γ 는 시간고정효과의 추정계수 벡터를 의미한다. 하지만 고정효과가 존재하지 않을 경우 확률효과모형(random effect model)이 적합하다(Cameron and Trivedi 2005). 또한 고정효과가 존재하더라도 설명변수와 연계되어 있지 않을 경우에도 확률효과모형이 적합하며, 모형의 선택 여부는 Hausman 검정을 통해 가능하다(Wooldridge 2010).

2. 분석 자료 및 변수 설명

실증분석에는 한국노동패널자료를 활용하였다. 한국노동패널은 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000 가구에 거주하는 가구원)을 대상

4) 개인고정효과는 관측가능하지 않기 때문에 직접 통제하지 못한다.

으로 1년 1회 추적조사하는 종단면조사(longitudinal survey)로 1998년에 1차 자료를 시작으로 현재 21차(2018년) 자료까지 활용 가능하다.⁵⁾

한국노동패널은 주로 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 조사하는데, 이에 더하여 본 연구에서 가장 중요한 정보인 연금의 종류 및 수령 여부, 연금액, 다양한 건강행태 등에 대한 정보를 제공한다. 다만 건강행태에 대한 정보는 8차(2005년) 자료부터 제공되기 때문에 본 연구에서는 한국노동패널 8차(2005년)~21차(2018년) 자료(총 14개년)를 활용하였다. 나아가 전술하였듯이 연금수령 또는 연금수령액에 따른 건강행태 변화를 측정하기 위해서는 패널자료의 활용이 필수인데, 일반인에게 공개되는 국내 패널자료 중 한국노동패널의 역사가 가장 길기 때문에 각 개인의 장기적 건강행태를 추적·분석하기에 적합하다.

종속변수인 $Behavior_{it}$ 로 다양한 건강 관련 변수가 활용되었다. 첫째, 평소 건강유지를 위해 무엇인가를 하는지 여부를 의미하는 이항변수(binary variable)를 활용했다. 아래 질문에 건강유지를 위해 최소한 하나라도 하면, 즉 1~8 중 하나를 선택하면 1을 부여하고, 9를 선택하면 0을 부여하였다.

〈Table 1〉 Efforts to Maintain Health

| Questionnaire | What are you doing to keep you healthy? Please choose 3 things, starting with what you usually do. |
|---------------|--|
| Answer | 1. Exercise 2. Diet 3. Refrain from smoking or alcohol 4. Take supplements or nutritional supplements 5. Take a bath, sauna, or steam. 6. Get enough rest and sleep 7. Receive regular comprehensive checkups 8. Other _____ 9. Do nothing |

둘째, 규칙적으로 운동을 하는지 여부를 종속변수로 활용하였다. “규칙적으로 운동을 하고 계십니까?”란 질문에 “규칙적으로 한다” 또는 “불규칙적으로 또는 수시로 한다”고 응답하면 1을 부여하고, “거의 하지 않는다”고 응답하면 0을 부여하였다.

5) 한국노동패널에 대한 세부 내용은 홈페이지를 참고 바란다.
(<https://www.kli.re.kr/klips/index.do>).

셋째, 흡연 행태를 종속변수로 활용하였다. 먼저 “평소 담배를 피우십니까?”란 질문에 “피운다”고 응답하면 1을 부여하고, “과거에는 피웠으나 현재에는 피우지 않는다” 또는 “피워본적 없다”로 응답하면 0을 부여하였다. 또한 흡연은 중독성이 강하기 때문에(Kim and Sambou 2019) 흡연자가 금연을 하기는 쉽지 않을 수 있으며 대신 흡연량을 감소시키는 행태를 보일 수 있다. 이에 흡연량을 의미하는 종속변수를 만들기 위해 “하루에 평균 몇 개비 정도 피우십니까?”란 질문에 “9개비 이내”라고 응답하면 1을, “10~19개비”라고 응답하면 2을, “20~39개비”라고 응답하면 3을, “40개비 이상”이라고 응답하면 4를 부여하는 방식으로 계량화하였다.

마지막으로 음주 행태를 종속변수로 활용하였으며 이 역시 흡연처럼 음주 여부 및 음주량을 종속변수로 세분화하였다. 먼저, “평소에 술을 드십니까?”란 질문에 “마신다”고 응답하면 1을 부여하고, “과거에는 마셨으나 현재에는 마시지 않는다” 또는 “마셔본 적이 없다”로 응답하면 0을 부여하였다. 또한 음주 역시 흡연처럼 중독성이 강하기 때문에(Drobes 2002) 음주자가 금주하기는 쉽지 않을 수 있으며 대신 음주량을 감소시키는 행태를 보일 수 있다. 이에 음주량을 의미하는 종속변수를 만들기 위해 “드시면 얼마나 자주 드십니까?”란 질문에 “월 1회 이하”라고 응답하면 1을, “월 2~3회”라고 응답하면 2를, “주 1~2회”라고 응답하면 3을, “주 3~4회”이라고 응답하면 4를, “거의 매일”이라고 응답하면 5를 부여하는 방식으로 계량화하였다.

종속변수가 이항변수일 경우(예, 건강 유지·개선 노력 여부, 운동 여부, 흡연 여부, 음주 여부)에는 로지스틱 이원고정효과모형과 로지스틱 확률효과모형 중, 종속변수가 순위변수(ordered variable)일 경우(예, 흡연량, 음주량) 순위로짓 이원고정효과모형과 순위로짓 확률효과모형 중 적합한 모형을 Hausman 검정으로 선별하였다.

주요 설명변수로 연금 수령 여부를 의미하는 더미변수(dummy variable)와 수령하는 연금액의 규모를 활용하였다. 여기에서 연금은 사망 시까지 연금을 지급하는 종신연금을 의미한다. 한국노동패널은 각 개인마다 사회보험에서 연금을 수령하고 있는지, 수령하는 형태(일시불, 연 1회, 분기 1회, 월 1회), 그리고 수령하는 연금액에 대한 정보를 제공한다. 한국의 경우 1층은 공적연금, 2층은 퇴직연금, 3층은 개인연금인 다층노후소득보장체계가 구축되어 있는데, 본 연구에서 연금은 종신연금에 해당하는 공적연금을 월 1회로 수령하

는 것으로 한정된다. 대표적인 공적연금으로 국민연금과 특수직역연금(공무원연금, 사립 학교 교직원 연금, 군인연금, 별정 우체국 직원 연금 등)이 있는데 어떤 종류든 관계없이 연금을 수령하면 1을 부여하고 그렇지 않으면 0을 부여하는 방식으로 더미변수를 만들고, 나아가 수령하는 모든 종류의 연금액을 합산하는 방법으로 연속변수를 만들었다.

또한 공적연금의 법정수급연령은 최소 60세 이상이어야 하기 때문에 본 연구에서 분석 대상을 50세 이상으로 한정하였다. 참고로, 국민연금에서 조기노령연금은 55세부터 수령 가능하며, 재정안정성을 위해 노령연금의 법정수급연령을 60세에서 순차적으로 65세로 상향조정하였다.⁶⁾

퇴직연금이나 개인연금의 연금수령자도 실증분석에 반영할 필요가 있으나 다음과 같은 이유로 사적연금은 고려하지 않았다. 사적연금에서도 은퇴 시 적립금(퇴직급여)을 생명보험 회사에서 판매하는 종신연금상품을 통해 수령할 수 있으나 개인연금 및 퇴직연금에서 종신 연금을 수령하는 사례는 극히 드물며, 한국노동패널은 사적연금 수령에 대한 정보를 제공하고 있지 않다. 예를 들어, 퇴직연금제도에서 연금을 수령할 수 있는 자격(10년 이상 가입 및 55세 이상)이 부여된 은퇴자 중 2016년과 2017년 동안 적립금(퇴직급여)을 연금으로 수령한 자는 각각 1.6%, 1.9%에 불과하며, 연금으로 수령하더라도 기간이 10년 내외로 정해진 확정연금일뿐 종신연금 수령자는 한명도 없었다(김대환·손성동 2018). 개인연금 수령자에 대한 통계를 확인하기 위해 중고령자(연금수령자의 연령층)를 대상으로 설문조사하고 있는 고령화연구패널조사 2008~2018년의 자료를 확인한 결과, 개인연금을 수령하고 있는 사람은 30명 정도에 불과하며 수령방법(종신 또는 확정)에 대한 정보가 없다.

사적연금에서 종신연금 수령자가 거의 없지만 논리적으로도 사적연금을 분석에서 제외하는 것이 바람직하다. 공적연금은 종신연금수령이 강제화 되어 있는 반면 사적연금은 본인이 일시금, 확정연금, 종신연금 등 다양한 수령방법을 결정하게 된다. 예를 들어, 김대환 외(2011)가 실증하였던 것처럼 본인의 사망률에 대한 개인정보를 활용해 종신연금 가입 여부를 결정할 것이기 때문에 수령방법을 결정할 수 있다는 것은 역선택이 발생한다는 것을 의미한다. 반대로 공적연금에서는 연금의 수령방법을 선택할 수 없기 때문에 역선택이

6) 1952년생 이전은 60세, 1953~56년생은 61세, 1957~60년생은 62세, 1961~64년생은 63세, 1965~68년생은 64세, 1969년생 이후는 65세로 상향조정되었다.

발생하기 어렵다. 만약 연금을 매우 선호하는 사람이 연금을 받기 위해 또는 더 많은 연금액을 받기 위해 직종을 선택하는 경우라면 약간의 역선택 문제가 발생 할 수 있으나 이러한 역선택은 앞에서 언급한 것처럼 고정효과모형을 활용하여 제거할 수 있다.

(식 1)의 통제변수로 나이, 혼인상태, 노동시장참여 여부 및 형태, 건강상태, 가구 특성, 학력, 성별, 연도 더미변수가 활용되었다. <Table 2>는 본 연구의 실증분석에 활용된 변수의 이름과 정의를 보여준다. 또한 그룹 더미변수들의 경우, 미혼, 무직, 고졸 미만, 여성, 2005년을 준거그룹(reference group)으로 설정하였다. 자산은 부동산자산과 금융자산을 통합하여 산출하였는데, 부동산자산은 주택, 건물, 임야, 토지, 기타 부동산이 포함되고 금융자산에는 은행예금, 주식, 채권, 신탁, 저축성보험이 포함된다. 마지막으로 본 연구에 활용된 자료가 14년치의 장기 패널자료이기 때문에 금액과 관련한 변수(연금액, 소득, 자산 등)는 모두 명목 값이 아닌 실질 값으로 변환하였다. 실질 값으로 전환 시에는 한국은행이 공시하는 물가상승률을 적용하였으며, 실질 값은 2015년을 기준으로 산출되었다.

<Table 2> Variable Name and Definition

| Variable Name | | Definition | |
|---------------------------|-----------------|---|---|
| Dependent Variable | Health Effort | 1 if trying to maintain health, 0 otherwise | |
| | Exercise | 1 if exercising, 0 otherwise | |
| | Smoking | 1 if smoking, 0 otherwise | |
| | Smoking Amt | 1 if the number of cigarettes smoked per day "less than 9", 2 if "10~19", 3 if "20~39", 4 if "more than 40" | |
| | Drinking | 1 if smoking, 0 otherwise | |
| | Drinking Amt | 1 if the frequency of drinking is less than once a month, 2 for 2 or 3 times a month, 3 for 1 or 2 times a week, 4 for 3-4 times a week, 5 for almost every day | |
| Main Explanatory Variable | Pension | 1 if receiving a pension, 0 otherwise | |
| | ln(PensionAmt) | Log value of pension amount(unit: 10,000 won) | |
| Control Variable | Age | Age at the time of the survey(unit: age) | |
| | Martital Status | Single | 1 if never married, 0 otherwise |
| | | Spouse | 1 if married and have a spouse, 0 otherwise |
| | | No Spouse | 1 if married but no spouse, 0 otherwise |
| | Labor Market | Unemployed | 1 if unemployed, 0 otherwise |

| | | |
|---------------------------|--|--|
| Participation | Salary | 1 for wage workers, 0 otherwise |
| | Self-employed | 1 for self-employed, 0 otherwise |
| Health | Health Condition | 1 for "Very bad", 2 for "unhealthy", 3 for "normal", 4 for "healthy", 5 for "very healthy" |
| Household Characteristics | Family Number | Number of household members living together |
| | ln(Income) | Log value of annual household income(unit: 10,000 won) |
| | ln(Asset) | Log value of total asset(unit: 10,000 won) |
| Education | Preliminary | Education level is 1 if you have not graduated from high school, otherwise 0 |
| | High School | 1 for high school graduates, 0 otherwise |
| | College | 1 for university graduates, 0 otherwise |
| Gender | Female | 1 for female, 0 otherwise |
| | Male | 1 for male, 0 otherwise |
| Year | Year 2005 | 1 if the survey data are for 2005, 0 otherwise |
| | Year 2006 | 1 if the survey data are for 2006, 0 otherwise |
| | Year 2007 | 1 if the survey data are for 2007, 0 otherwise |
| | Year 2008 | 1 if the survey data are for 2008, 0 otherwise |
| | Year 2009 | 1 if the survey data are for 2009, 0 otherwise |
| | Year 2010 | 1 if the survey data are for 2010, 0 otherwise |
| | Year 2011 | 1 if the survey data are for 2011, 0 otherwise |
| | Year 2012 | 1 if the survey data are for 2012, 0 otherwise |
| | Year 2013 | 1 if the survey data are for 2013, 0 otherwise |
| | Year 2014 | 1 if the survey data are for 2014, 0 otherwise |
| | Year 2015 | 1 if the survey data are for 2015, 0 otherwise |
| | Year 2016 | 1 if the survey data are for 2016, 0 otherwise |
| Year 2017 | 1 if the survey data are for 2017, 0 otherwise | |
| Year 2018 | 1 if the survey data are for 2018, 0 otherwise | |

IV. 분석 결과

1. 기술통계량

〈Table 3〉은 실증분석에 활용된 전체 샘플을 연금 수령 여부로 구분하고 각 그룹별 기초통계량(descriptive statistics)을 보여준다. 기초통계량은 각 변수별 평균과 표준편차를 보여주고 있으며, 연금 수령자와 비수령자 간 평균의 차이가 통계적으로 유의한지 여부를 t-검정한 결과도 보여주고 있다.

분석에 활용된 총 샘플은 79,740개이며, 그 중 연금수령자 샘플은 16,005개로 20% 정도이다. 건강유지를 위해 아무것도 하지 않은 사람의 비중은 42%이며, 연금수령자(66%)가 비수령자(56%)에 비해 건강 유지 노력에 참여하는 비중이 높다. 운동을 하는 사람의 비중도 연금수령자가 26%로 비수령자(18%)에 비해 높다. 흡연율은 두 그룹 간 통계적으로 유의한 차이가 나지 않으며(신뢰수준 95%), 흡연량은 비수령자가, 음주율과 음주량은 수령자가 더 높거나 많다.

전체 분석 대상의 매월 평균 연금수령액은 19.88만 원인데, 연금수령자만으로 한정할 경우 평균 97.69만 원을 수령하고 있다. 나이는 연금수령자가 68.84세로 비수령자(63.13세)보다 5.71세 많다. 연금 수령자는 비수령자에 비해 결혼을 하였더라도 배우자가 없는 비중이 높은 반면 미혼자 및 배우자가 있는 비중은 비수령자에서 높았다. 두 그룹 간 노동시장 참여율은 비수령자에서 높는데 특히 임금근로자의 비중이 높다. 반면 두 그룹 간 자영업자 비중은 24%로 동일하다.

함께 거주하고 있는 가족의 수는 비수령자 그룹이 3.04명으로 수령자의 2.99명보다 약간 많고 연간 가구 총소득도 비수령자(3,572.08만 원)가 수령자(2,297.14만 원)보다 많다. 하지만 자산은 수령자(8,848.94만 원)가 비수령자(7,780.20만 원)보다 많다. 두 그룹 간 학력수준을 고려할 때 대졸자 비중은 연금수령자가 높은 반면 고등학교 졸업자는 비수령자가 높으며, 고등학교 미만 학력은 두 그룹 간 비중이 동일하다.

두 그룹 간 성별 비중의 차이가 매우 컸는데, 수령자의 경우 남성 비중이 67%로 높은 반면 비수령자는 40%로 낮다. 공적연금에서 연금을 수령하기 위해서는 노동시장에 장기간 참

여해야 하기 때문에 두 그룹 간 성별 차이가 큰 것으로 판단된다. 한국의 경우, 여성보다는 남성의 노동시장참여율이 높는데, 특히 분석 대상이 최소 50세 이상이기 때문에 성별 노동시장참여율 차이가 연금 수령자와 비수령자 간 성별 차이로 연계되는 것으로 이해된다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

| Variables | | All Samples | | Samples without Pension | | Samples with Pension | | |
|---------------------------|----------------------------|------------------|-----------|-------------------------|-----------|----------------------|-----------|------|
| | | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. | |
| Dependent Variable | Health Effort | 0.58*** | 0.49 | 0.56 | 0.50 | 0.66 | 0.47 | |
| | Exercise | 0.20*** | 0.40 | 0.18 | 0.39 | 0.26 | 0.44 | |
| | Smoking | 0.19 | 0.39 | 0.19 | 0.39 | 0.18 | 0.39 | |
| | Smoking Amt | 1.39*** | 0.88 | 1.40 | 0.89 | 1.37 | 0.84 | |
| | Drinking | 0.45*** | 0.50 | 0.44 | 0.50 | 0.49 | 0.50 | |
| | Drinking Amt | 2.10*** | 1.45 | 2.06 | 1.42 | 2.27 | 1.55 | |
| Main Explanatory Variable | Pension | 0.20*** | 0.40 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.00 | |
| | Pension | 0.71*** | 1.48 | 0.00 | 0.00 | 3.48 | 0.99 | |
| | ln(PensionAmt) | 19.88*** | 2182.26 | 0.00 | 0.00 | 97.69 | 4836.78 | |
| Control Variable | Age | 64.27*** | 10.16 | 63.13 | 10.49 | 68.84 | 7.05 | |
| | Marital Status | Single | 0.01*** | 0.11 | 0.01 | 0.11 | 0.00 | 0.07 |
| | | Spouse | 0.73*** | 0.44 | 0.74 | 0.44 | 0.71 | 0.46 |
| | | No Spouse | 0.26*** | 0.44 | 0.25 | 0.43 | 0.29 | 0.45 |
| | Labor Market Participation | Unemployed | 0.50*** | 0.50 | 0.49 | 0.50 | 0.55 | 0.50 |
| | | Salary | 0.26*** | 0.44 | 0.28 | 0.45 | 0.21 | 0.41 |
| | | Self-employed | 0.24 | 0.43 | 0.24 | 0.42 | 0.24 | 0.43 |
| | Health | Health Condition | 3.03*** | 0.90 | 3.04 | 0.90 | 2.99 | 0.92 |
| | Household Character | Family Number | 2.78*** | 1.28 | 2.88 | 1.29 | 2.36 | 1.14 |
| | | ln(Income) | 6.58*** | 3.01 | 6.74 | 2.97 | 5.93 | 3.13 |
| Income | | 3316.18*** | 4152.47 | 3572.08 | 4225.47 | 2297.14 | 3675.50 | |

| | | | | | | | |
|-------------------|-------------|------------|----------|---------|----------|---------|----------|
| istics | ln(Asset) | 5.33*** | 3.95 | 5.19 | 3.97 | 5.89 | 3.72 |
| | Asset | 7784.70*** | 30021.57 | 7780.20 | 29879.59 | 8848.94 | 30566.46 |
| Education | Preliminary | 0.60 | 0.49 | 0.60 | 0.49 | 0.60 | 0.49 |
| | High School | 0.28*** | 0.45 | 0.29 | 0.45 | 0.27 | 0.44 |
| | College | 0.12*** | 0.32 | 0.12 | 0.32 | 0.13 | 0.34 |
| Gender | Female | 0.55*** | 0.50 | 0.60 | 0.49 | 0.33 | 0.47 |
| | Male | 0.45*** | 0.50 | 0.40 | 0.49 | 0.67 | 0.47 |
| Year | Year 2005 | 0.05*** | 0.21 | 0.05 | 0.23 | 0.02 | 0.15 |
| | Year 2006 | 0.05*** | 0.22 | 0.06 | 0.23 | 0.03 | 0.17 |
| | Year 2007 | 0.05*** | 0.22 | 0.06 | 0.23 | 0.04 | 0.19 |
| | Year 2008 | 0.05*** | 0.23 | 0.06 | 0.23 | 0.05 | 0.22 |
| | Year 2009 | 0.07*** | 0.26 | 0.07 | 0.26 | 0.06 | 0.24 |
| | Year 2010 | 0.07*** | 0.26 | 0.08 | 0.26 | 0.06 | 0.25 |
| | Year 2011 | 0.07*** | 0.26 | 0.08 | 0.26 | 0.07 | 0.25 |
| | Year 2012 | 0.08*** | 0.27 | 0.08 | 0.27 | 0.08 | 0.27 |
| | Year 2013 | 0.08*** | 0.27 | 0.08 | 0.27 | 0.09 | 0.28 |
| | Year 2014 | 0.08*** | 0.27 | 0.08 | 0.27 | 0.09 | 0.28 |
| | Year 2015 | 0.08*** | 0.27 | 0.08 | 0.27 | 0.09 | 0.29 |
| | Year 2016 | 0.08*** | 0.28 | 0.08 | 0.27 | 0.10 | 0.30 |
| Year 2017 | 0.09*** | 0.28 | 0.08 | 0.27 | 0.11 | 0.31 | |
| Year 2018 | 0.09*** | 0.28 | 0.08 | 0.27 | 0.11 | 0.31 | |
| Number of Samples | | 79,740 | | 63,735 | | 16,005 | |

Note: *, **, *** mean that the average values of the variables differ at 10%, 5%, and 1% confidence levels between pensioners and non-recipients.

2. 연금수령에 따른 건강행태 변화

〈Table 4〉는 연금수령에 따라 건강을 유지하기 위한 노력이 변화되는지 여부를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 로지스틱 이원고정효과모형으로, 모델2는 로지스틱 확률효과모형으로 분석한 결과를 보여주는데, Hausman 검정 결과, 로지스틱 이원고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었다. 또한 해석의 편의를 위해 추정계수는 오즈비(odds ratio)로 변환하였다(Wooldrige 2010).⁷⁾ 마지막으로 고정효과모형에서는 시간불변변수(time-invariant variable)가 제거되기 때문에 성별 변수는 확률효과모형에서만 통제하였으며, 분석대상이

7) 오즈비(Odds Ratio) = $e^{\text{estimated coefficient}}$

50세 이상이기 때문에 학력 수준 역시 시간불변변수로 간주하는 것이 바람직하다.

로지스틱 이원고정효과모형에 따르면 연금수령 이후 건강 유지를 위한 노력을 11% 증가시키게 되는 것으로 분석되었다. 즉 연금수령 이전에는 건강 유지를 위한 아무런 노력을 하지 않다가도 연금을 수령하게 될 때 건강을 유지하기 위한 노력을 하게 되는 것으로 해석된다.

모델1의 다른 추정계수에 따르면 연령이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하고, 임금 근로자든 자영업자든 어떤 형태로든 노동시장에 참여하게 되면 건강 유지 노력이 감소하게 된다. 주관적인 건강상태가 개선될수록 오히려 건강해지기 위한 노력을 더 하게 되지만 가족 수가 증가할수록 건강 유지 노력은 감소한다. 또한 소득 및 자산이 증가할수록 건강 유지 노력을 더 하게 되는 반면 결혼 여부 및 배우자 존재 여부는 건강 유지 노력에 영향을 주지 않는다.

모델2에서 시간불변변수인 성별과 학력수준의 추정계수에 따르면 남성과 여성 간 건강 유지 노력에 차이가 없으며, 학력수준이 높아질수록 건강 유지 노력 정도가 매우 확대된다. 마지막으로 모델1과 모델2 모두 시간이 갈수록 사람들이 건강 유지 노력을 더 많이 하게 된다는 것을 보여준다.

<Table 4> Changes in Health Maintenance Efforts According to Pension Receipt

| Variables | Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model | | | Mode2: Logistic Random Effect Model | | |
|------------------|--|-----------|------------|-------------------------------------|-----------|------------|
| | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Pension | 0.10*** | 0.04 | 1.11 | 0.27*** | 0.03 | 1.31 |
| Age | 0.09*** | 0.00 | 1.09 | -0.12*** | 0.00 | 0.89 |
| Spouse | -0.22 | 0.80 | 0.81 | 0.94*** | 0.16 | 2.56 |
| No Spouse | -0.28 | 0.80 | 0.75 | 0.51*** | 0.16 | 1.66 |
| Salary | -0.27*** | 0.04 | 0.77 | -0.36*** | 0.03 | 0.70 |
| Business | -0.38*** | 0.05 | 0.69 | -0.55*** | 0.04 | 0.57 |
| Health Condition | 0.11*** | 0.01 | 1.12 | 0.16*** | 0.01 | 1.18 |
| Family Number | -0.07*** | 0.02 | 0.93 | -0.12*** | 0.01 | 0.89 |

| | | | | | | |
|-------------|---------|------|------|----------|------|------|
| ln(Income) | 0.02*** | 0.01 | 1.02 | 0.03*** | 0.01 | 1.03 |
| ln(Asset) | 0.04*** | 0.00 | 1.04 | 0.06*** | 0.00 | 1.06 |
| Male | | | | -0.02 | 0.04 | 0.98 |
| High School | | | | 0.56*** | 0.04 | 1.76 |
| College | | | | 1.14*** | 0.06 | 3.11 |
| Year 2006 | -0.11** | 0.05 | 0.89 | -0.12** | 0.05 | 0.89 |
| Year 2007 | -0.09* | 0.05 | 0.91 | -0.10* | 0.05 | 0.91 |
| Year 2008 | -0.06 | 0.05 | 0.94 | -0.06 | 0.05 | 0.94 |
| Year 2009 | -0.08 | 0.05 | 0.92 | -0.06 | 0.05 | 0.94 |
| Year 2010 | 0.04 | 0.05 | 1.04 | 0.04 | 0.05 | 1.04 |
| Year 2011 | 0.12** | 0.05 | 1.13 | 0.13** | 0.05 | 1.14 |
| Year 2012 | 0.18*** | 0.05 | 1.20 | 0.18*** | 0.05 | 1.20 |
| Year 2013 | 0.22*** | 0.05 | 1.25 | 0.22*** | 0.05 | 1.24 |
| Year 2014 | 0.59*** | 0.06 | 1.81 | 0.57*** | 0.05 | 1.77 |
| Year 2015 | 0.44*** | 0.06 | 1.55 | 0.41*** | 0.05 | 1.50 |
| Year 2016 | 0.59*** | 0.06 | 1.80 | 0.55*** | 0.05 | 1.73 |
| Year 2017 | 0.81*** | 0.06 | 2.25 | 0.76*** | 0.05 | 2.14 |
| Year 2018 | 1.02*** | 0.06 | 2.77 | 0.94*** | 0.05 | 2.55 |
| _cons | | | | -1.42*** | 0.17 | 0.24 |

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=64,341, Model2=79,740.

〈Table 5〉는 건강 유지 노력 중 운동에 집중하여 분석한 결과를 보여준다. Hausman 검정 결과에 따라 모델1의 추정계수를 고려할 때, 연금을 수령한 이후 운동을 하게 되는 가능성이 16% 증가하게 된다. 다시 말해, 연금 수령 전에 운동을 하지 않다가도 연금을 수령하게 되면 운동을 더 많이 하게 된다는 것을 의미한다. 다른 변수들의 추정계수는 〈Table 4〉와 유사하여 세부적인 논의는 생략한다.

<Table 5> Changes in Exercise Behavior by Pension Receipt

| Variables | Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model | | | Mode2: Logistic Random Effect Model | | |
|------------------|--|-----------|------------|-------------------------------------|-----------|------------|
| | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Pension | 0.16*** | 0.05 | 1.17 | 0.32*** | 0.04 | 1.37 |
| Age | -0.04*** | 0.00 | 0.96 | -0.03*** | 0.00 | 0.97 |
| Spouse | -0.71 | 0.76 | 0.49 | 0.74*** | 0.21 | 2.11 |
| No Spouse | -0.72 | 0.77 | 0.48 | 0.25 | 0.21 | 1.29 |
| Salary | -0.86*** | 0.05 | 0.42 | -0.95*** | 0.04 | 0.39 |
| Business | -0.80*** | 0.06 | 0.45 | -1.13*** | 0.05 | 0.32 |
| Health Condition | 0.20*** | 0.02 | 1.22 | 0.29*** | 0.02 | 1.34 |
| Family Number | -0.16*** | 0.02 | 0.85 | -0.22*** | 0.02 | 0.80 |
| ln(Income) | 0.02** | 0.01 | 1.02 | 0.02*** | 0.01 | 1.02 |
| ln(Asset) | 0.03*** | 0.00 | 1.03 | 0.05*** | 0.00 | 1.05 |
| Male | | | | 0.81*** | 0.06 | 2.26 |
| High School | | | | 1.57*** | 0.07 | 4.82 |
| College | | | | 0.14*** | 0.05 | 1.15 |
| Year 2006 | -0.14** | 0.07 | 0.87 | -0.14** | 0.07 | 0.87 |
| Year 2007 | -0.26*** | 0.07 | 0.77 | -0.27*** | 0.07 | 0.76 |
| Year 2008 | -0.44*** | 0.07 | 0.65 | -0.45*** | 0.07 | 0.64 |
| Year 2009 | -0.02 | 0.07 | 0.98 | -0.05 | 0.06 | 0.95 |
| Year 2010 | -0.32*** | 0.07 | 0.72 | -0.35*** | 0.07 | 0.70 |
| Year 2011 | -0.48*** | 0.07 | 0.62 | -0.50*** | 0.07 | 0.61 |
| Year 2012 | -0.44*** | 0.07 | 0.64 | -0.48*** | 0.07 | 0.62 |
| Year 2013 | -0.33*** | 0.07 | 0.72 | -0.38*** | 0.06 | 0.69 |
| Year 2014 | -0.48*** | 0.07 | 0.62 | -0.53*** | 0.07 | 0.59 |
| Year 2015 | -0.59*** | 0.07 | 0.55 | -0.65*** | 0.07 | 0.52 |
| Year 2016 | -0.71*** | 0.07 | 0.49 | -0.79*** | 0.07 | 0.45 |
| Year 2017 | -0.65*** | 0.07 | 0.52 | -0.73*** | 0.07 | 0.48 |
| Year 2018 | -0.46*** | 0.07 | 0.63 | -0.56*** | 0.07 | 0.57 |
| _cons | | | | -3.17*** | 0.22 | 0.04 |

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable(p=0.00).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=45,502, Model2=79,740.

〈Table 6〉은 연금 수령 후 흡연 행태의 변화를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 종속변수가 흡연을 하고 있는지 여부를 의미하는 이항변수이며, 모델2는 흡연량 정도를 의미하는 순위변수이다. Hausman 검정 결과 고정효과모형이 적합하여 모델1은 로지스틱 이원고정효과모형으로, 모델2는 순위로지스틱 이원고정효과모형으로 분석하였으며, 〈Table 6〉에는 확률효과모형의 결과를 생략하였다. 분석 결과, 연금 수령 이후 금연하게 되는 경향이 뚜렷하며, 동시에 흡연량도 크게 감소시키는 것으로 나타났다. 특히 2015년부터 흡연율과 흡연량이 크게 감소하는데 이는 2015년 1월부터 담배가격이 2,500원에서 4,000원으로 크게 증가했기 때문이다.

〈Table 6〉 Changes in Smoking Behavior by Pension Receipt

| Variables | Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model | | | Model2: Ordered Logit Two-Way Fixed Effect Model | | |
|------------------|--|-----------|------------|--|-----------|------------|
| | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Pension | -0.20** | 0.08 | 0.82 | -0.20*** | 0.06 | 0.82 |
| Age | -0.15*** | 0.01 | 0.86 | -0.03*** | 0.01 | 0.97 |
| Spouse | -1.84 | 1.60 | 0.16 | -2.60*** | 0.38 | 0.07 |
| No Spouse | -1.38 | 1.60 | 0.25 | -2.80*** | 0.38 | 0.06 |
| Salary | 0.28*** | 0.08 | 1.33 | 0.63*** | 0.05 | 1.87 |
| Business | 0.35*** | 0.09 | 1.42 | 0.69*** | 0.06 | 1.99 |
| Health Condition | 0.26*** | 0.03 | 1.30 | 0.22*** | 0.02 | 1.25 |
| Family Number | -0.04 | 0.04 | 0.96 | 0.04 | 0.02 | 1.04 |
| ln(Income) | 0.03*** | 0.01 | 1.03 | 0.02*** | 0.01 | 1.02 |
| ln(Asset) | 0.00 | 0.01 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| Year 2006 | -0.15 | 0.10 | 0.86 | -0.09 | 0.08 | 0.91 |
| Year 2007 | -0.42*** | 0.11 | 0.66 | -0.30*** | 0.08 | 0.74 |
| Year 2008 | -0.19* | 0.10 | 0.82 | -0.04 | 0.08 | 0.96 |
| Year 2009 | -0.36*** | 0.10 | 0.70 | -0.12 | 0.08 | 0.89 |
| Year 2010 | -0.39*** | 0.10 | 0.68 | -0.21*** | 0.08 | 0.81 |
| Year 2011 | -0.59*** | 0.11 | 0.55 | -0.42*** | 0.08 | 0.66 |
| Year 2012 | -0.81*** | 0.11 | 0.44 | -0.54*** | 0.08 | 0.58 |
| Year 2013 | -1.01*** | 0.11 | 0.37 | -0.74*** | 0.08 | 0.48 |

| | | | | | | |
|-----------|----------|------|------|----------|------|------|
| Year 2014 | -1.02*** | 0.11 | 0.36 | -0.76*** | 0.08 | 0.47 |
| Year 2015 | -1.48*** | 0.11 | 0.23 | -1.13*** | 0.08 | 0.32 |
| Year 2016 | -1.52*** | 0.11 | 0.22 | -1.20*** | 0.08 | 0.30 |
| Year 2017 | -1.68*** | 0.12 | 0.19 | -1.29*** | 0.08 | 0.28 |
| Year 2018 | -1.87*** | 0.12 | 0.15 | -1.38*** | 0.08 | 0.25 |

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable(p=0.00).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=19,140, Model2=25,280.

〈Table 7〉은 연금 수령 후 음주 행태의 변화를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 종속 변수가 음주를 하고 있는지 여부를 의미하는 이항변수이며, 모델2는 종속변수가 음주량 정도를 의미하는 순위변수이다. Hausman 검정 결과 고정효과모형이 적합하여 모델1은 로지스틱 이원고정효과모형으로, 모델2는 순위로지스틱 이원고정효과모형으로 분석하였으며, 〈Table 7〉에는 확률효과모형의 결과를 생략하였다. 분석 결과, 흡연 행태와 달리 연금 수령 여부와 음주 행태는 관계가 없었다. 즉, 연금을 수령하게 되었다고 하더라도 금주를 한다거나 음주량을 감소시키는 행태는 관측되지 않았다.

〈Table 7〉 Changes in Drinking Behavior by Pension Receipt

| Variables | Model: Logistic Two-Way Fixed Effect Model | | | Mode2: Ordered Logit Two-Way Fixed Effect Model | | |
|------------------|--|-----------|------------|---|-----------|------------|
| | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Pension | 0.05 | 0.05 | 1.05 | -0.12 | 0.08 | 0.89 |
| Age | -0.09*** | 0.00 | 0.92 | -0.02*** | 0.00 | 0.98 |
| Spouse | -0.96 | 0.92 | -1.05 | -0.79*** | 0.27 | 0.45 |
| No Spouse | -0.83 | 0.92 | -0.91 | -1.30*** | 0.28 | 0.27 |
| Salary | 0.43*** | 0.05 | 8.19 | 0.62*** | 0.04 | 1.87 |
| Business | 0.36*** | 0.07 | 5.40 | 0.74*** | 0.04 | 2.10 |
| Health Condition | 0.32*** | 0.02 | 15.93 | 0.29*** | 0.01 | 1.34 |
| Family Number | -0.07*** | 0.02 | -2.86 | -0.05*** | 0.02 | 0.95 |
| ln(Income) | 0.01 | 0.01 | 1.28 | 0.05*** | 0.01 | 1.05 |

| | | | | | | |
|-----------|----------|------|--------|----------|------|------|
| In(Asset) | 0.02*** | 0.00 | 3.47 | 0.02*** | 0.00 | 1.02 |
| Year 2006 | -0.25*** | 0.07 | -3.50 | -0.30*** | 0.06 | 0.74 |
| Year 2007 | -0.36*** | 0.07 | -4.86 | -0.32*** | 0.06 | 0.73 |
| Year 2008 | -0.20*** | 0.07 | -2.66 | -0.25*** | 0.06 | 0.78 |
| Year 2009 | -0.39*** | 0.07 | -5.44 | -0.27*** | 0.05 | 0.77 |
| Year 2010 | -0.34*** | 0.07 | -4.73 | -0.41*** | 0.05 | 0.66 |
| Year 2011 | -0.55*** | 0.07 | -7.55 | -0.55*** | 0.05 | 0.58 |
| Year 2012 | -0.53*** | 0.07 | -7.30 | -0.62*** | 0.05 | 0.54 |
| Year 2013 | -0.76*** | 0.07 | -10.32 | -0.71*** | 0.05 | 0.49 |
| Year 2014 | -0.85*** | 0.08 | -11.37 | -0.72*** | 0.05 | 0.49 |
| Year 2015 | -0.95*** | 0.08 | -12.54 | -0.74*** | 0.05 | 0.48 |
| Year 2016 | -1.01*** | 0.08 | -13.08 | -0.75*** | 0.05 | 0.47 |
| Year 2017 | -1.08*** | 0.08 | -13.93 | -0.79*** | 0.05 | 0.45 |
| Year 2018 | -1.14*** | 0.08 | -14.43 | -0.82*** | 0.06 | 0.44 |

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.

4) Number of Samples: Model1=39,556, Model2=79,016.

3. 연금액에 따른 건강행태 변화

〈Table 4〉~〈Table 7〉은 연금을 수령하게 됨에 따른 건강행태의 변화를 분석했다면, 〈Table 8〉은 연금액이 증가함에 따른 건강행태의 변화를 분석한 결과를 보여준다. 편의를 위해 〈Table 8〉에서는 통제변수의 추정계수와 확률효과모형의 결과는 모두 생략하였다.

연금 수령 여부를 연금액으로 교체하여 분석한 결과가 크게 다르지 않다. 즉 연금액이 증가할수록 건강 유지 노력을 더 하게 되고, 운동을 더 열심히 하며, 금연을 하거나 흡연량을 감소시킨다. 하지만 연금액이 증가한다고 금주를 하는 행태는 관측되지 않았다. 반면 연금 수령 여부와 달리 연금액이 증가할수록 음주량이 감소하는 것으로 나타났다.

〈Table 8〉 Changes in Health Behavior by Changes in Pension Amount:
Two-Way Fixed Effect Model

| Main Explanatory Variable: ln(Pension Amt) | | | | | |
|--|-----------|------------|----------------------|-----------|------------|
| Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Model1: Health Effort | | | Model2: Exercise | | |
| 0.02** | 0.01 | 1.02 | 0.04*** | 0.01 | 1.04 |
| Model3: Smoking | | | Model4: Smoking Amt | | |
| -0.05** | 0.02 | 0.96 | -0.05*** | 0.2 | 0.95 |
| Model3: Drinking | | | Model4: Drinking Amt | | |
| 0.01 | 0.02 | 1.01 | -0.03** | 0.01 | 0.97 |

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.
 2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable(p=0.00).
 3) Prob>Chi2 for Model1~Model2=0.00.
 4) Number of Samples: Model 1=64,341, Model 2=45,502, Model 3=19,140, Model 4=25,280, Model 5=39,556, Model 6=79,016.

4. 특수직역가입자 및 연령을 고려한 추가 분석

〈Table 9〉는 분석 대상에서 특수직역연금에 가입한 사람을 제외하고 분석한 결과를 보여준다. 특수직역연금은 말 그대로 특수한 직종에 종사하는 사람들이 가입하는 연금으로 공무원 연금, 사립학교 교직원 연금, 군인연금, 별정 우체국 연금 등이 해당된다. 이들은 직종이 안정적이며, 근무기간이 길고, 연금액이 많다는 특징이 있다. 이에 일반적인 국민들 또는 근로자와는 매우 상이한 건강행태를 보일 수 있기 때문에 특수직역연금을 의미하는 변수를 추가로 통제하기 보다는 일반 국민들이 연금을 수령함에 따라 변화되는 건강 행태를 명확히 확인하기 위해 특수직역연금에 가입한 사람 모두(수령자 포함)를 제외하고 분석할 필요가 있다.

특수직역연금 가입자를 제외하더라도 주요 분석 결과는 크게 다르지 않았다. 즉 연금수령 이후 건강 유지 노력을 더 하고, 운동을 더 하고, 금연하거나 흡연량을 감소시키는 반면 금주하는 행태는 관측되지 않았으나 음주량을 감소시켰다. 또한 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하고, 운동을 더 하고, 금연 및 금주하거나 흡연량과 음주량을 감소시켰다.

〈Table 9〉 Changes in Health Behavior due to Changes in Pension Receipt and Pension Amount: Excluding Special Vocational Pensioners

| Main Explanatory Variable: Pension | | | | | |
|--|-----------|------------|-----------------------|-----------|------------|
| Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Model1: Health Effort | | | Model2: Exercise | | |
| 0.11*** | 0.04 | 1.12 | 0.10** | 0.03 | 1.11 |
| Model3: Smoking | | | Model4: Smoking Amt | | |
| -0.21*** | 0.08 | 0.81 | -0.06** | 0.01 | 0.94 |
| Model3: Drinking | | | Model4: Drinking Amt | | |
| -0.06 | 0.02 | 0.94 | -0.08** | 0.04 | 0.92 |
| Main Explanatory Variable: ln(Pension Amt) | | | | | |
| Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Model7: Health Effort | | | Model8: Exercise | | |
| 0.03** | 0.01 | 1.03 | 0.05*** | 0.01 | 1.05 |
| Model9: Smoking | | | Model10: Smoking Amt | | |
| -0.15** | 0.02 | 0.86 | -0.05*** | 0.15 | 0.98 |
| Model11: Drinking | | | Model12: Drinking Amt | | |
| -0.02** | 0.01 | 0.98 | -0.01*** | 0.00 | 0.99 |

Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable($p=0.00$).

3) Prob>Chi2 for Model1~Model12=0.00.

4) Number of Samples: Model1=Model7=63,533, Model2=Model8=44,381, Model3=Model9=18,660, Model4=Model10=25,120, Model5=Model11=39,049, Model6=Model12=78,495.

〈Table 10〉은 특수직역연금 가입자를 제외한 것에 더하여 분석 대상을 전체 연령대로 확대한 결과를 보여준다. 연령으로 분석대상을 한정하는 것은 연구자의 주관적인 판단이 개입될 수 있기 때문이다. 분석 결과, 운동 여부에서만 유의성이 차이가 날뿐 전체적으로 이전 분석들과 크게 다르지 않다. 예를 들어, 연금을 수령하게 된 이후 운동을 더 하는 것으로 분석되었는데, 연금액의 변화는 운동 행태를 변화시키지 않는 것으로 나타났다.

〈Table 10〉 Changes in Health Behavior due to Changes in Pension Receipt and Pension Amount: Excluding Special Vocational Pensioners and Including All Ages

| Main Explanatory Variable: Pension | | | | | |
|--|-----------|------------|-----------------------|-----------|------------|
| Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Model1: Health Effort | | | Model2: Exercise | | |
| 0.10** | 0.04 | 1.11 | 0.04** | 0.02 | 1.05 |
| Model3: Smoking | | | Model4: Smoking Amt | | |
| -0.55*** | 0.07 | 0.58 | -0.08*** | 0.01 | 0.92 |
| Model3: Drinking | | | Model4: Drinking Amt | | |
| -0.33*** | 0.05 | 0.72 | -0.11*** | 0.01 | 0.89 |
| Main Explanatory Variable: ln(Pension Amt) | | | | | |
| Coef. | Std. Err. | Odds Ratio | Coef. | Std. Err. | Odds Ratio |
| Model7: Health Effort | | | Model8: Exercise | | |
| 0.03** | 0.01 | 1.03 | 0.01 | 0.01 | 1.01 |
| Model9: Smoking | | | Model10: Smoking Amt | | |
| -0.35*** | 0.07 | 0.70 | -0.02*** | 0.01 | 0.98 |
| Model11: Drinking | | | Model12: Drinking Amt | | |
| -0.11*** | 0.02 | 0.90 | -0.04*** | 0.00 | 0.96 |

- Notes 1) *, **, *** mean statistical significance at the confidence levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.
 2) According to Hausman's test, the fixed effect model is suitable(p=0.00).
 3) Prob>Chi2 for Model1~Model12=0.00.
 4) Number of Samples: Model1=Model7=155,118, Model2=Model8=100,806, Model3=Model9=48,572, Model4=Model10=62,782, Model5=Model11=105,046, Model6=Model 12=181,803.

V. 요약 및 결론

사망 시까지 안정적인 소득흐름을 확보하는 것은 장수리스크(longevity risk)를 관리할 수 있는 최적의 방법 중 하나이며, 이는 종신연금을 통해 현실화될 수 있다. 즉 종신연금은 생애동안 소비를 평탄화시켜 생애효용을 극대화시켜 줄 수 있는 도구로 활용될 수 있음에도 불구하고 현실에서는 종신연금의 수요가 활발하지 않다. 이러한 현상을 연금퍼즐이라고 하는데, 그 이유 중 하나로 생명보험회사가 부과하는 높은 보험료 때문이다. 보험회사는 종신 연금에 대해 국민생명표보다 더 보수적인 생명표를 적용하는 방식으로 보험료를 높게 산출

하는데 이러한 보험료 산정전략은 시간의 지남에 따른 사망률 감소 정도를 반영한 것이다. 만약 종신연금에서 역선택과 건강을 유지·개선하려는 노력이 관측될 경우에는 보험료를 더욱 보수적으로 책정해야 하며, 결과적으로 연금퍼즐 현상은 더욱 확대될 것이다.

보험경제학 이론은 모든 보험에서 가입자의 역선택과 도덕적 해이가 발생할 수 있음을 제시하고 있다. 이러한 보험경제학의 이론은 건강보험을 포함한 대부분의 보험상품에서 실증적으로도 밝혀졌다. 하지만 국내외 모두에서 종신연금 가입자의 건강 행태에 대해서는 실증연구가 부족하다. 종신연금에서는 본인의 사망률에 대한 사적 정보를 활용해 오래 생존할 것으로 예상할 경우 가입할 가능성이 높아지는 역선택이 발생할 것이며 이러한 이론적 논의는 김대환 외(2011)에 의해서 실증적으로 밝혀졌다. 하지만 연금수령자의 건강 행태에 대한 실증연구는 여전히 논의되지 못했다.

이에 본 연구에서 연금 수령에 따라 생명을 연장하려는 노력 또는 건강을 유지·개선하려는 행태가 실제로 발생하는지를 실증분석하였다. 특히 분석 과정에서 역선택의 영향을 최소화하기 위해 분석 대상을 공적연금으로 한정하였고 이원고정효과모형을 활용하였다. 분석 결과, 연금을 수령하게 된 이후 또는 연금액이 증가함에 따라 건강 유지 노력을 더 하게 되고, 운동을 더 하게 되며, 흡연자는 금연을 하거나 흡연량을 줄이는 행태 변화가 나타났다. 또한 일부 분석에서는 음주자가 금주를 하거나 음주량을 줄이는 결과도 관측할 수 있었다.

이러한 분석 결과는 공사연금 모두에 상당한 시사점을 제공할 수 있다. 그동안 세계의 많은 생명보험회사들이 종신연금 판매를 중단해 왔다. 2014년 7월에 Reliance Mutual 이 처음으로 연금사업을 중단하였고, 2015년 Friends Life가, 2016년 Partnership, Standard Life, Aegon 등이, 2017년 2월에는 영국 최대 생명보험회사인 Prudential이 연금시장 철수를 발표하였다(김대환·손성동 2018). 세계의 모든 공적연금은 지속가능성을 위협받고 있다. 한국의 국민연금제도 역시 재정안정성을 위해 소득대체율을 하향조정하고 법정수급연령을 상향조정하는 반복적인 개혁에도 불구하고 국민연금의 기금은 2057년에 소진될 것으로 예상되고 있다(보건복지부 2018).

결국 공사연금 모두 가입자가 생각보다 오래 생존함에 따라 재정이 취약해지는 장수리스크에 직면하게 된 것인데, 이러한 이유로 시간이 흐름에 따른 사망률 감소가 원인으로

지목될 뿐 연금수령자의 행태 변화는 고려되지 못했었다. 한국의 경우 공사연금제도 모두 역사가 짧기 때문에 연금수령자가 많지 않을뿐더러 연금액도 많지 않다. 본 연구의 실증분석 결과를 고려할 때, 향후 연금수령자가 증가함에 따라 그리고 연금액이 증가함에 따라 건강을 유지·개선하려는 노력이 더욱 확대될 것이고 나아가 재정이 악화될 수 있다. 그러므로 공사연금 모두 향후 보험료 산정 시 또는 제도 개혁 시 가입자의 유인변화를 충분히 고려해야 한다. 생명보험회사는 종신연금상품 설계 시 연금액을 중도에 조정할 수 있는 조건을 반영하거나 아니면 종신연금보다는 인출(withdraw)과 같은 다른 종류의 상품에 주력하는 것이 바람직하다. 공적연금의 경우, 국민생명표가 아닌 자체 연금가입자의 생명표를 구축하고 사망률 변화도 지속적으로 모니터링해야 안정적인 제도 운영이 가능해진다.

참고문헌

- 김대환·손성동 (2018), **퇴직연금의 노후소득보장기능 강화 방안**, 고용노동부 연구보고서.
(Translated In English) Kim, D., and S., Son (2018). *A Plan to Strengthen the Retirement Pension Guarantee Function*, Ministry of Employment and Labor.
- 김대환·이봉주·류건식 (2011), “연금시장에서 역선택 가능성에 대한 분석”, **보험학회지**, 제90권, pp.1-25.
(Translated In English) Kim, D., B., Lee., and K., Ryu (2011). “*An Analysis on Adverse Selection in Annuity Markets*”, *Korean Insurance Journal*, 90:1-25.
- 김재호 (2011), “민간보험가입자의 소득계층별 의료수요의 도덕적 해이 추정”, **보험학회지**, 제89권, pp.95-126.
(Translated In English) Kim, J. (2011). “*Private Health Insurance Policyholders’ Moral Hazard in the Use of Medical Services by Income Levels*”, *Korean Insurance Journal*, 89:95-126.
- 박성복·정기호 (2011), “민간의료보험의 가입 결정요인 및 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향 연구”, **보험학회지**, 제88권, pp.23-49.
(Translated In English) Park, S., and K., Jeong (2011). “*The Determinants of Private Health Insurance and Its Effects on Medical Utilization in Korea*”, *Korean Insurance Journal*, 88:23-49.
- 유창훈·김정동 (2011), “민영의료보험의 가입과 해약의 특성 분석”, **리스크관리연구**, 제22권 2호, pp.189-222.
(Translated In English) You, C., and J. Jeong (2011). “*A Study on the Determinants of Purchasing and Surrendering Private Health Insurance*”, *Journal of Risk Management*, 22(2):189-222.
- 윤희숙 (2008), “민영의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향”, **한국개발연구**, 제30권

2호, pp.102-128.

(Translated In English) Yun, H. (2008). “*Effects of Private Insurance on Medical Expenditure*”, *KDI Journal of Economic Policy*, 30(2):102-128.

이현복·남상욱 (2013), “민영의료보험과 의료소비에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제95권, pp.1-24.

(Translated In English) Lee, H., and S., Nam (2013). “*An Empirical Study of Private Health Insurance and Healthcare Utilization*”, *Korean Insurance Journal*, 95:1-24.

정기택·신은규·곽창환 (2006), “민영건강보험과 도덕적 해이에 관한 실증 연구”, **보험학회지**, 제75권, pp.1-25.

(Translated In English) Jung, K., E., Shin, and C., Kwak (2006). “*An Empirical Study on the Relationship between Private Health Insurance and Moral Hazard*”, *Korean Insurance Journal*, 75:1-25.

Abrokwah, S., C., Moser and E., Norton (2014). “The Effect of Social Health Insurance on Prenatal Care: the Case of Ghana”, *Int J Health Care Finance Econ*, 14:385-406.

Acharya, A., S., Vellakkal, F., Taylor, E., Masset, A., Satija, M., Burke and S., Ebrahim (2013). *The Impact of Health Insurance Schemes for the Informal Sector in Low- and Middle-Income Countries: A Systematic Review*, World Bank Res Obs. Oxford University Press.

Akerlof, George. A. (1970). “The Market for ‘Lemons’: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism”, *Quarterly Journal of Economics*, 84:512-521.

Bernal, N., M., Carpio and T., Klein (2014). *The Effects of Access to Health Insurance for The Effects of Access to Health Insurance for Informally Employed Individuals in Peru*, IZA DP No. 8213.

- Cameron A., and P., Trivedi (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Chiappori, P.-A., and J., Heckman (1999). *Testing for moral hazard using dynamic data*, Manuscript. Chicago: Univ. Chicago, Dept. Econ.
- Chiappori, P.-A., and B., Salani'e (2000). "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets", *Journal of Political Economy*, 108:56-78.
- Christofields, L., and C., McKenna (1995). Unemployment Insurance and Moral Hazard in Employment, *Economic Letters*, 49(2):205-210.
- Currie, J. and Gruber, J. (1996a). "Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health", *Quarterly Journal of Economics*, 111(2):431-466.
- _____ (1996b). "Saving Babies: The Efficacy and Cost of Recent Changes in the Medicaid Eligibility of Pregnant Women", *Journal of Political Economy*, 104(6):1263-1296.
- _____ (1997). "The Technology of Birth: Health Insurance, Medical Interventions, and Infant Health", *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 5985: 41.
- Cutler, D., and R., Zeckhauser (1998). "Adverse Selection in Health Insurance", *Frontiers in Health Policy Research*, 1:1-32.
- Dave, D., and R., Kaestner (2009). "Health Insurance and Ex Ante Moral Hazard: Evidence from Medicare", *Int J Health Care Finance Econ*, 4:367-390.
- Davies, J., and P., Kuhn (1992). "Social Security, Longevity, and Moral Hazard", *Journal of Public Economics*, 49(1):91-106.
- Drobes, D. (2002). "Concurrent Alcohol and Tobacco Dependence: Mechanisms and Treatment", *Alcohol Res Health*, 26:136-142.
- Finkelstein, A., and K., McGarry (2006). "Multiple Dimensions of Private

- Information: Evidence from the Long-term Care Insurance Market”, *American Economic Review*, 96(4):938-958.
- Finkelstein, A., and J., Poterba (2004). “Adverse Selection in Insurance Markets : Policyholder Evidence from the U.K. Annuity Market”, *Journal of Political Economy*, 112:183-208.
- Greene, M. (1963). “Attitudes toward Risk and a Theory of Insurance Consumption Attitudes”, *Journal of Insurance*, 30(2):165-182.
- Hakansson, N. (1969). “Optimal Investment and Consumption Strategies under Risk, and Uncertain Lifetime, and Insurance”, *International Economic Review*, 10(3):443-466.
- Hofstede, G. (1995). “Insurance as a Product of National Values”, *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 77(20):423-429.
- Katz, L., and B., Meyer (1990). “The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment”, *Journal of Public Economics*, 41(1):45-72.
- Kim, D., and M., Sambou (2019). “Changes in Smoking and Drinking Behaviors after the Incidence of Chronic Diseases”, *Addiction Research & Theory*, 27(5):405-411.
- Ligon, J., and P., Thistle (2008). “Moral Hazard and Background Risk in Competitive Insurance Markets”, *Economica*, 75:700-709.
- Moffitt, R. (1985). “Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells”, *Journal of Econometrics*, 28(1):85-101.
- Narendranathan, W., S., Nickell and J., Stern (1985). “Unemployment Benefits Revisited”, *Economics Journal*, 95(378):307-29.
- Newhouse, J. (1993). *Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- OECD (2019). *Health at a Glance 2019: OECD Indicators*, OECD

Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en>.

- Outreville, J. (2013). “The Relationship between Insurance and Economic Development: 85 Empirical Papers for a Review of the Literature”, *Risk Management and Insurance Review*, 16(1):71-122.
- Pauly, M. (1968). “The Economics of Moral Hazard: Comment”, *American Economic Review*, 58(3):531-537.
- Philipson, T., and G., Becker (1998). “Old-Age Longevity and Mortality-Contingent Claims”, *Journal of Political Economy*, 106(3): 551-573.
- Rothschild, M., and J., Stiglitz (1976). “Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information”, *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4):629-649.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Edition, The MIT Press.
- Yaari, M. (1965). “Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer”, *Review of Economic Studies*, 32(2):137-150.

Abstract

Moral hazard is the theme of the most research both theoretically and empirically in economics of insurance. However, not empirical studies have been conducted on moral hazard in pensions. Using long panel data, we analyze whether the health behaviors of the economic agent change after the pension receipt or as the pension amount increases. The empirical results show that as soon as people receive the pension or as the amount of pension increase, they make more efforts to maintain health, add more exercise, and quit smoking and drinking or reduce the amount of smoking and drinking. Therefore, when calculating insurance premiums or reforming the system in the future, not only the impact of improving the mortality rate but also the longevity risks caused by changes in health behaviors as pension recipients and pension amounts increase should be considered.

※ **Key words:** Annuity, Moral Hazard, Population Aging, Panel Analysis

편집위원회

| | |
|------|---|
| 위원장 | 이봉주(경희대학교 교수) |
| 편집위원 | 김대환(동아대학교 교수) 김현태(연세대학교 교수) 김화성(경희대학교 교수) 류성경(동서대학교 교수) 박기영(연세대학교 교수) 박소정(서울대학교 교수) 변희섭(한림대학교 교수) 서대교(건국대학교 교수) 이상호(전남대학교 교수) 이장원(노동연구원 선임연구위원) 전희주(동덕여자대학교 교수) 조석희(안동대학교 교수) 조혜진(인천대학교 교수) 황진태(대구대학교 교수) Hua Chen(University of Hawaii at Manoa) Kili Chiling Wang(Tamkang University) <가나다순> |
| 편집간사 | 한상용(보험연구원 연구위원) |

본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.

보험금융연구 제32권 제1호 (통권 제102호)

발행일 2021년 2월 28일

발행인 안철경

편집인 이봉주

발행처 보험연구원

등록 2016년 9월 23일 영등포바 00139

주소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9060

Fax: 02-3775-9104 E-mail: journal@kiri.or.kr

인쇄 신우씨앤피

정가 10,000원