

Journal of Insurance and Finance

2
0
1
9
년
11
월
제
30
권
제
4
호
·
통
권
제
97
호

kiri
보
험
금
융
연
구
원

보험금융연구

주택연금의 가입연령별 재무적 가치 분석

최경진·성주호·성기환

저축은행의 보호예금자비중과 부도위험:
대표이사 사외이사의 사회적 관계 및
학문적 전문성

하성수·김학건

위험회피성향과 보험수요의 이론 및 실제

김대환

구조방정식을 이용한 보험영업사원의 고객관계
형성 유형이 고객몰입에 미치는 영향 분석

김현민·전희주·박찬욱

Analysis of Financial Value by Participant Age
of Reverse Mortgage

Kyungjin Choi·Jooho Sung·
Keewhan Sung

The Effects of Protected Depositors' Proportion on
Savings Banks Default Risk: Outside Directors' Social
Relation with CEO and Academic Expertise

Sungsoo Ha·Hakkon Kim

A Theory and Practice on the Association between
Risk Aversion and Insurance Consumption

Daehwan Kim

An Analysis of the Influence of Customer
Relationship Building Types of Insurance Salesperson
on Customer Commitment Using Structural Equation

Hyunmin Kim·Heuiju Chun·
Chanwook Park

편 집 위 원 회

위 원 장	이봉주(경희대학교 교수)
편집위원	김대환(동아대학교 교수) 김은경(한국외국어대학교 교수) 김현태(연세대학교 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	정원석(보험연구원 연구위원)

본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.

보험금융연구 제30권 제4호 (통권 제97호)

발행일 2019년 11월 30일
발행인 안철경
편집인 이봉주
발행처 보험연구원
등 록 2016년 9월 23일 영등포바 00139
주 소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9060
Fax: 02-3775-9104 E-mail: journal@kiri.or.kr
인 쇄 신우씨앤피

정가 10,000원

주택연금의 가입연령별 재무적 가치 분석

Analysis of Financial Value by Participant Age of Reverse Mortgage

최 경 진*·성 주 호**·성 기 환***

Kyungjin Choi·Joocho Sung·Keewhan Sung

본 연구는 주택연금 가입 시 주택가격을 생활안정, 유산 및 거주안정 현재가치 등 세 요소로 나누어 가입연령에 따른 각 요소별 재무적 가치를 분석하였다. 생활안정의 현재가치는 고연령 가입자일수록 증가한 반면, 거주안정의 현재가치는 저연령 가입자일수록 그 가치가 점점 증가하였다. 또한 70세 가입자를 대상으로 생존확률, 대출금리, 주택가격상승률에 변화에 따른 재무적 가치의 변화를 분석한 결과, 장래 생존확률의 개선효과 반영 시 생활안정 및 거주안정의 현재가치는 증가하는 반면, 유산의 현재가치는 적어지는 것으로 나타났다. 또한, 대출금리 상승 시 유산의 현재가치는 줄어드는 반면, 거주안정의 현재가치는 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 주택가격이 상승할 경우에는 유산 및 거주안정의 현재가치는 상승하였다. 본 연구는 주택연금 월지급금 이외에 유산 및 거주안정의 현재가치를 측정하고, 이에 대한 재무적 효과를 제시했다는 점에서 차별성이 있다고 할 수 있다.

국문 색인어: 주택연금, 생활안정, 유산, 거주안정

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600, B051602

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

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

*** 경희대학교 경영학과 박사과정(keehwan.sung@daum.net), 교신저자

논문 투고일: 2019. 07. 19, 논문 최종 수정일: 2019. 11. 22, 논문 게재 확정일: 2019. 11. 22

I. 서론

주택연금은 60세 이상 가입자가 9억 원 이하 본인 소유주택을 담보로 종신 또는 일정기간 동안 매월 연금형태로 지급받는 국가보증의 역(逆) 모기지론이다.

주택연금의 가장 큰 특징은 가입자가 대출기간 동안 이자 및 보증비용을 부담하지 않는 대신 대출계약 종료 시 이자 및 보증비용을 포함한 대출금 총액과 주택 처분가액을 기초로 사후정산이 이루어진다는 점이다. 만약, 계약 종료시점에 주택 처분가액이 대출금 총액을 초과하면 가입자의 배우자 또는 자녀에게 상속이 이루어진다. 반대로 처분가액이 대출금 총액에 미달되면 초과 채무금액에 대해 비소구(Non-recourse)되는 특징이 있다. 즉, 주택연금 가입자는 주택가격이 대출금 총액에 미달해도 채무부담은 담보주택 가치로 한정된다.

주택연금 가입 시 가입자는 자신의 주택에 거주하면서 노후소득을 마련할 수 있을 뿐만 아니라 향후 주택가격 상승 또는 하락 등 주택가격의 변동성 리스크를 헤지(Hedge) 할 수 있는 장점이 존재한다.

이러한 장점에도 불구하고 2018년 말 기준 주택연금의 순 계약 유지건수는 51,080건으로 가입률은 60대 이상 자가주택 소유가구¹⁾ 대비 약 1.3%에 불과한 상황이다. 또한 한국주택금융공사가 실시한 ‘2018년 주택연금수요실태조사’ 결과에서도 일반노년가구(만 60~84세) 중 16.2%만이 향후 주택연금을 이용할 의향이 있다고 응답하였다. 주택연금에도 일종의 퍼즐 현상이 나타나고 있다. Davidoff(2012)는 이러한 현상을 가리켜 역모기지 퍼즐(Reverse mortgage puzzle)이라고 언급²⁾하였다. 주택연금 퍼즐현상의 주요 원인으로서는 ‘월 지급금이 기대에 못 미칠 것 같아서’, ‘주택을 자녀에게 물려주고 싶어서’, ‘월지급금의 총액이 집값 대비 손해일 것 같아서’ 등으로 나타났다.³⁾ 상속동기를 제외하면 가입

1) 통계청 2017년 주택소유통계에 따르면 2017년 말 기준 60세 이상 자가주택 보유 가구 수는 3,984,378 가구이다.

2) Davidoff(2012)는 미국의 역모기지가 장수리스크 헤지 및 노후소득의 유동성을 강화하는 장점에도 불구하고 수요가 저조한 현상을 퍼즐로 표현하였다. 미국의 역모기지 수요가 저조한 원인으로 초기비용 및 대출금리 등이 보험수리적으로 공정하게 산정되지 않았기 때문이라고 지적했다.

3) 한국주택금융공사 수요조사 결과, 이외에도 주택연금 비가입 요인으로는 ‘노후생활에 필요한 돈을 다른 방법으로 준비해서’, ‘자녀가 싫어할 것 같아서’, ‘주택연금 받는 사실을 남들이 아는 것이 싫어서(본인체면, 자식명예)’ 순서로 나타났다.

자는 월지급금 수준의 불만족이 주택연금의 가입을 기피하는 주요 요인으로 볼 수 있다. 즉, 가입자는 유형의 재무적 가치만을 고려하여 가입을 결정하는 반면, 거주안정성 등 무형의 재무적 가치는 고려하지 않고 있다. 이에 본 연구는 가입연령 및 주택가격별로 주택연금 가입 시 유·무형의 재무적 가치를 분석하고 그에 따른 시사점을 도출하고자 한다. 또한 가입자의 재무적 가치에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수들(사망률, 대출이자율 및 주택가격상승률)이 변화할 때 주택연금 가입자의 재무적 가치 변화도 분석하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 II장에서는 선행연구를 살펴보고, III장에서는 본 연구의 내용 및 분석방법에 대해 설명한다. 그리고 IV장에서는 분석결과를 제시하고, 마지막 V장에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구

2007년 주택연금이 도입된 이후, 주택연금 시장참가자에 발생하는 재무적 손익을 분석한 선행연구는 대부분 가입자 측면이 아닌 보증자(정부) 관점에서 서술하고 있다. 대표적으로 마승렬(2011), 장운옥·엄영호·김계홍(2011), 류근옥·마승렬(2015), 신용상(2017) 등이 있다. 한편 우리나라와 비슷한 공적 역모기지 제도를 10년 이상 먼저 도입하여 운영하고 있는 미국에서는 관련 분야의 연구가 활발한 편이며, 최근의 대표적인 연구로는 Davidoff(2012, 2015), Lucas(2015) 등이 있다.

마승렬(2011)은 정부 주도의 역모기지인 주택연금과 생명보험사의 일시납 즉시지급 연금상품간 수익비(Money's worth ratio: 금전적 가치)를 분석한 결과, 주택연금의 수익비는 1.0을 현저히 초과하는 것으로 나타나 주택연금이 국민연금을 보완할 수 있도록 월지급금이 유리하게 책정되었음을 확인하였다.

장운옥·엄영호·김계홍(2011)은 주택연금의 월지급금 산정에 사용되는 주요 변수를 시뮬레이션 한 결과 생존확률 개선 효과보다는 이자율 변동요인이 월지급금 수준에 더 큰 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

류근옥·마승렬(2015)은 주택연금의 월지급액 산정모형에 적용되는 주요 변수들인 주택

가격상승률, 이자율 및 사망률의 확률모형을 통해 현행 주택연금제도의 보증리스크를 평가하였는데, 보증자인 정부(한국주택금융공사)의 손실 발생가능성은 3.65%로 매우 낮은 것으로 예상하였다.

Davidoff(2015)는 역모기지 대출의 비소구적 특성을 풋 옵션(Put option) 가치로 보고, 옵션 가치 추정을 통해 역모기지의 실질 이용가치를 분석했다. 추정 결과 가입자의 풋 옵션 가치가 예상치와 비슷하거나 더 높은 것으로 나타났으며, 저연령 가입자는 역모기지에서부터 얻게 되는 현금흐름의 순 현재가치가 주택가격의 3%를 초과하는 것으로 추정하였다.

Lucas(2015)는 미국의 역모기지 프로그램(Home Equity Conversion Mortgage, 이하 'HECM'라 함)의 퍼즐현상이 발생하는 원인을 재무적 가치 측면에서 규명하고자 시장 참가자인 가입자, 정부 및 대출금융기관의 순 현재가치를 추정하였다. 추정 결과, 가입자는 (-)\$27,415, 정부는 (-)\$3,970 및 대출금융기관은 (+)\$31,075로 나타나 미국의 역모기지제도가 가입자에게 불리한 구조이며 가입자와 정부의 재무적 손실이 민간 대출금융기관의 재무적 편익으로 귀속되고 있음을 주장하였다.

신용상(2017)은 Lucas(2015)와 동일하게 주택연금 시장참가자별 장래 현금흐름의 순 현재가치를 다음과 같이 추정하였다. 추정 결과, 평균 연령 70세, 2억 8,100만 원의 주택에 거주하는 가입자가 종신지급방식에 가입할 경우 순 현재가치는 766만 원⁴⁾이었으며, 대출금융기관은 주택연금 1건당 2,471만 원, 공급자인 정부는 가입자와 대출금융기관의 순 현재가치를 합산한 부(負)의 순 현재가치(-3,237만 원)가 발생하였다.

Lucas(2015)와 신용상(2017)은 유형의 가치만을 고려하여 가입자의 재무적 가치를 평가한 한계가 존재한다. 특히, 미국은 초기비용으로 인한 가입자 손익이 (-)인 반면, 우리나라의 경우 초기비용이 미국보다 적음에도 가입률이 저조하고 월지급금이 보험수리적으로 수지상등의 원리에 산출되는 점을 감안할 때, 가입자 손익이 (+)로 산출된 것은 우리나라 주택연금 가입자의 재무적 가치가 다소 과대 추정된 것으로 생각해 볼 수 있다.

한편, 은퇴자는 현재 살고 있는 지역에서 자립하여 계속적으로 거주하기를 희망하는 욕구⁵⁾가 존재한다. 주택연금은 가입 이후에도 자가 소유주택에 거주할 수 있다는 점에서 은

4) 여기서 '가입자의 재무적 손익 = 월지급금의 현재가치 + 유산의 현재가치 - 현재의 주택가격'으로 계산한다.

5) 이를 전문적인 용어로 "Aging In Place"라 한다.

퇴자의 거주안정 욕구에 부합한 제도로 볼 수 있다.

주거서비스에 대한 경제적 가치와 관련하여 OECD(2013)는 주택 소유자가 소유 주택에 거주함으로써 ‘아낄 수 있는’ 소득의 현금흐름인 ‘귀속임대료(Imputed rent)’로 정의하고 있으나 이에 대한 측정방법은 국가별로 매우 다양하고 표준화된 측정방식은 존재하지 않는다.

결과적으로 주택연금에서 가입자가 얻을 수 있는 편익은 크게 세 가지로 월지급금, 유산 및 거주안정으로 구분될 수 있다. 따라서 본 연구는 보험수리적 방식을 이용하여 가입자의 이러한 세 가지 편익을 고려해 주택연금 가입연령 및 주택가격별 재무적 가치를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 분석가정 및 방법

분석방법을 제시하기에 앞서 다음의 분석가정을 설정하고자 한다.

첫째, 분석대상 연령은 연소자 기준 60세, 65세, 70세 및 75세로 하며 주택가격은 1억, 3억, 6억 및 9억 원으로 나누어 각 가입연령 및 주택가격 조합에 따른 재무적 가치를 살펴 보고자 한다.

둘째, 월지급금의 지급기간은 종신이며, 가입자와 배우자 사망 이외의 중도해지는 고려하지 않는다.

셋째, 한국주택금융공사에서 생명표, 연금산정이자율 및 주택가격상승률의 주요 변수를 적용하여 매년 산정하는 월지급금은 보험수리적으로 공정하게 산정된 수치로 가정한다. 주택연금의 월지급금 산정은 기대손실액의 현재(식(1))와 기대보증료의 현재(식(2))를 일치시키는 다음의 계리모형에 의해 산정된다.

$$PVEL = \sum_{t=0}^{T(b)} \max(OLB_t - H_t, 0) v_j^{t+1} ({}_t p_{ab}^- - {}_{t+1} p_{ab}^-) \quad (1)$$

$$PVMIP = UP_0 + \sum_{t=0}^{T(b)} mip_t {}_t p_{ab}^- v_j^t \quad (2)$$

여기서, $UP_0(OLB_0)$ = 초기보증료

$T(b)$: 연소자 b세인 자가 국민생명표상의 최고 연령이 되는 년도 말 까지의
잔여월수

mip_t : t 시점에서의 월 보증료 = $(OLB_{t-1} + pmt) \times m$

m : 월 보증료율

$OLB_t((OLB_{t-1} + pmt) \times (1 + m) \times (1 + j))$: t 기말에서의 대출잔액

pmt : 월지급금

$i p_{ab}$: 부부[피보증인 a세, 배우자 b세(=a-4)세] 중 한 사람이라도 t시점까지 계
약을 유지할 확률

H_t : t시점에서의 주택가격 = $H_0(1 + \frac{g}{12})^t k$

H_0 : 현재주택가격

k : 주택처분가율

g : 주택가격상승률

j : $i/12$

i : 연금산정이자율

참고로 월지급금 산정을 위해 2019년 3월 4일부터 적용된 주요변수 가정치를 간단히 설명하면, 생존확률의 경우 2017년 통계청 국민생명표를 이용하여 피보증인과 연소자의 최후생존자상태(Last-survivor status) 확률을 적용하고 있다. 연소자는 여자생명표를, 피보증인은 남자생명표를 적용하고 있으며 피보증인과 연소자의 연령차는 4세를 가정하고 있다. 연금산정이자율은 확률적 이자율 모형을 적용하여 상기 수지상등을 만족하는 단일의 이자율을 산정하고 있다. 2019년 3월부터 적용되고 있는 연금산정이자율은 5.18%로 가입자가 실제 적용받는 대출이율⁶⁾과 장래 금리 변동리스크가 반영되어 있다. 마지막으로 주택가격상승률은 주택시장 및 경제변수 추이 등을 고려하여 산정하며 현재 2.1%를 적용하고 있다.

6) 2019년 3월 기준 대출 금리는 2.81%이다.

이러한 수지상등원칙하에서 가입시점의 보증자(한국주택금융공사)의 손익은 0으로 간주할 수 있으며, 가입연령 및 주택가격별 월지급금 산정금액은 <Table 1>과 같다.

마지막으로, 주택연금 가입 시 가입자가 실제 납부하는 등록세 및 지방교육세, 법무사 수수료, 대출약정인지세 등의 초기 부대비용은 고려하지 않는다.⁷⁾

<Table 1> Monthly Payments by Age and Housing Price

(Unit: KRW)

Age	Housing Price			
	100 Million	300 Million	600 Million	900 Million
60	198,600	595,800	1,191,600	1,787,400
65	241,750	725,240	1,450,480	2,175,710
70	298,590	895,780	1,791,550	2,687,330
75	375,250	1,125,750	2,251,500	3,055,780

Source: Korea Housing Finance Corporation.

다음으로 월지급금 등이 계리적 모형을 통해 수지상등하게 산정되는 점을 고려하여 분석방법은 보험수리적 모형을 이용하여 다음의 과정을 통해 가입자의 주택연금 가입에 따른 재무적 가치를 산정하고자 한다.

현재의 주택가격은 매월 생존 시 지급되는 월지급금의 현재가치인 생활안정의 현재가치, 가입자 사망 시 대출잔액 대비 주택처분가액의 초과분을 상속받을 수 있는 유산의 현재가치 및 가입자 생존 시 소유주택에 거주함으로써 얻을 수 있는 무형의 가치(Benefit)인 거주안정의 현재가치의 합으로 구성된다.

주택가격을 구성하고 있는 각 요소의 현재가치를 도출하기 위해 먼저, 생활안정 및 유산의 장래 현금흐름을 추정하고자 한다. 생활안정의 현금흐름은 앞서 <Table 1>에서 제시한 가입연령 및 주택가격별 월지급금이며, 유산의 현금흐름은 임의의 t 시점에서의 $D_t = \max(H_t - OLB_t, 0)$ 이다. 다만, 실무적으로 상속자는 가입자 사망 시 주택의 경매절차를 통해 대출잔액과의 차액을 상

7) 주택연금 가입 시 초기비용은 연소자 연령 및 주택가격이 낮을수록 적어진다. 2019년 1월 기준 주택가격 3억 원, 연소자 연령이 70세인 경우 예상초기비용은 약 936,000원이다.

속받을 수 있는데, 경매실행 기간 및 비용이 상당히 소요되므로 계리모형 상 처분가율 91%를 가정하고 있으나 여전히 합리적인 유산의 현금흐름 추정이 어려운 한계가 존재한다.

생활안정과 유산의 장래현금흐름이 추정되면 이를 현재가치화하기 위한 할인율 결정이 필요하다. 주택연금 은 국가보증의 상품으로 2017년 국민생명표상 연소자(여성)기준 기대여명을 만기로 하는 국고채 수익률을 할인율로 적용하기로 한다. 연소자(여성)기준 잔존기대여명에 대응하는 할인율 산정을 위해 기획재정부 국고채 통합정보시스템상 2014년 3월부터 2019년 2월 말까지 잔존만기별 월별 국고채 수익률의 평균값을 선형보간하여 잔존기대여명에 따른 할인율을 적용하고자 한다. 할인율 산정 결과 잔존기대여명이 길수록 적용될 할인율이 증가하는 안정적인 형태를 보여주고 있음을 알 수 있다.(<Table 2> 참조)

<Table 2> Life Expectancy and Discount Rate by Age

Age	Life Expectancy(Year)	Discount Rate(<i>i</i>)
	Women	
60	27	2.458%
65	23	2.447%
70	18	2.422%
75	14	2.387%

따라서 앞서 언급한 생활안정과 유산의 현금흐름 및 할인율을 이용하여 이들의 현재가치를 추정하는 식은 다음과 각각 표현될 수 있다.(식(3), 식(4) 참조)

$$P.V.PMT = \sum_{t=0}^{T(b)} pmt \times v^t \times {}_t p_{ab}^- \quad (3)$$

$$P.V.B.E = \sum_{t=0}^{T(b)} D_t \times v^{t+1} \times ({}_t p_{ab}^- - {}_{t+1} p_{ab}^-) \quad (4)$$

여기서 $v = \frac{1}{1+i}$ (i 는 할인율)는 연령별 기대여명을 반영한 할인계수, PV.PMT는 생활안정의 현재가치, P.V.B.E는 유산의 현재가치를 나타낸다.

거주안정 가치를 산정하기에 앞서 국제노동기구(ILO)는 자가주택 소유 가구가 거주 주택으로부터 얻는 서비스의 가치인 의제주거소득(또는 귀속임대료) 측정방식으로 임대료 상당액 접근법, 사용자비용 접근법, 취득가격 접근법 및 지불액 접근법 등의 4가지 측정 방식을 제시하였다.⁸⁾ 우리나라의 경우 임대료 상당액 접근법이 보편적인 추정 방식으로 사용되고 있다.(정규승 외(2017), 박소현(2008))

그러나 임대료 상당액에 의한 의제주거소득 산정방식은 현재 주택가격 시세만을 고려한 방식으로 가입자 연령 등의 장기적인 거주안정성은 고려되지 못한 한계가 존재한다. 즉, 주택가격뿐만 아니라 해당주택에 가입자가 장래 거주할 수 있는 예상기간에 대한 고려도 필요하다. 따라서 주택가격 및 가입자 연령 등을 동시에 고려한 거주안정 가치 산정이 필요하다고 할 수 있다.

이러한 거주안정의 가치는 무형의 가치로서 월지급금 및 유산의 가치처럼 직접 시산은 불가능한 구조이다. 만약, 주택연금의 계리모형을 통해 월지급금이 보험수리적으로 공정하게 산정되었다면 주택연금 시장참여자의 손익은 '0'이 될 것이고, 특히 가입자의 경우 유산의 가치 역시 편의(Bias) 없이 현재의 주택가격에 공정하게 반영되었음을 생각해 볼 수 있다. 이를 고려하여 거주안정 가치는 현재의 주택가격에서 생활안정 및 유산의 현재가치를 차감하여 도출된다.(식(5), (6) 참조)

상기 언급한 내용을 구체적 산식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 H_0 &= \sum_{t=0}^{T(b)} (pmt + B)v^t {}_t p_{ab}^- + \sum_{t=0}^{T(b)} \text{Max}(H_t - OLB_t, 0)v^{t+1}({}_t p_{ab}^- - {}_{t+1} p_{ab}^-) \\
 &= \sum_{t=0}^{T(b)} (pmt + B)v^t {}_t p_{ab}^- + \sum_{t=0}^{T(b)} D_t v^{t+1}({}_t p_{ab}^- - {}_{t+1} p_{ab}^-)
 \end{aligned} \quad (5)$$

- 8) 임대료 상당액 방식은 자가 주택을 소유하지 않고 현재 거주하는 주택의 특성(평형, 구조, 시설, 위치, 환경 등)과 유사한 주택을 임차하였을 경우 지불해야 하는 금액(임대료 상당액)을 추정하는 방식으로 임대료 상당액은 주로 시장 임대료(Market rent)로 평가하는 방식이다. 사용자 비용 접근법은 주택을 다른 자산에 투자하지 않고 소유함으로써 발생하는 기회비용과 명시적 보유비용(차입금의 이자비용, 감가상각비, 수선유지비 및 보험료, 재산세 등)에서 주택보유 자본손익(자본이득은 사용자 비용에서 차감, 자본손실은 사용자 비용에 가산)을 반영하여 산정하는 방식이다. 이 밖에 취득가격 접근법은 일반적인 내구재의 취득가격 접근법과 마찬가지로 매기 동질적인 신규주택 가격을 측정하여 이에 대한 가격 변화를 측정하는 방법이며, 지불액 접근법은 주택을 보유하면서 실제로 지불하는 현금 지출액의 변화를 측정하는 방식이다.

$$\begin{aligned}
 B \sum_{t=0}^{T(b)} v^t {}_t p_{ab}^- &= H_0 - \sum_{t=0}^{T(b)} [pmt v^t {}_t p_{ab}^- - \text{Max}(H_t - OLB_t, 0) v^{t+1} ({}_t p_{ab}^- - {}_{t+1} p_{ab}^-)] \\
 &= H_0 - \sum_{t=0}^{T(b)} [pmt v^t {}_t p_{ab}^- - D_t v^{t+1} ({}_t p_{ab}^- - {}_{t+1} p_{ab}^-)] \quad (6)
 \end{aligned}$$

식(6)의 B는 주택가격과 생활안정 및 유산의 현재가치와의 차액으로 도출된 금액을 생애기간 평균화한 금액으로, 거주안정의 현재가치는 장래 주택가격의 변화, 이자비용 및 생존확률 등에 따라 변동됨을 알 수 있다.

다만, 본 연구는 계리적 모형을 이용하여 주택연금의 거주안정 가치를 측정하고자 했으나 거주안정 가치는 다양한 측정방식이 존재하며 가입자의 주관적 만족을 포함한 여러 요인에 의해서도 결정될 수 있다. 이러한 측면에서 거주안정 가치 측정과 관련한 한계가 존재하며 이와 관련한 후속연구가 필요할 것으로 판단된다.

IV. 분석결과

1. 연령별 재무적 가치 결과

〈Table 3〉은 월지급금 산정을 위해 사용한 주요 변수와 할인율을 적용할 경우 가입연령 및 주택가격별 가입자의 재무적 가치를 나타낸 결과이다. 재무적 가치는 앞서 언급한 바와 같이 생활안정, 유산 및 거주안정의 현재가치로 구성된다.

산출된 주요결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

먼저, 생활안정의 현재가치는 동일한 주택가격에서 가입연령이 늦어질수록 적용되는 월지급금 수준이 증가할 뿐만 아니라 잔존만기가 짧아지면서 적용되는 할인율이 감소하고 할인기간도 단축되는 등의 할인효과가 감소하므로 고연령 가입자일수록 생활안정의 현재가치가 증가하는 형태를 보여주고 있다. 생활안정의 현재가치를 산정한 결과 주택가격 3억 기준 60세의 경우에는 약 15,000만 원이며, 65세, 70세 및 75세 가입자는 각각 약

15,800만 원, 약 16,600만 원 및 약 17,000만 원으로 추정되었다. 다만, 75세 9억 원 가입자의 경우 생활안정의 현재가치가 약 46,000만 원으로 나타나 70세 9억 원 가입자에 비해 생활안정의 현재가치가 상대적으로 적은 것을 알 수 있다. 이는 할인효과보다는 80세 이후 고연령의 생존확률이 급격히 떨어져 수급기간이 짧아지는 특성 및 대출한도 제한⁹⁾의 영향이 반영된 결과로 볼 수 있다.

다음으로 유산의 현재가치는 대출종료 시점의 주택가격과 대출잔액의 차이에 의해 결정된다. 주택연금 가입 후 대출잔액은 월지급금, 보증비용 및 이자비용이 누적되면서 기하급수적으로 증가한다. 반면, 주택가격은 완만한 상승세를 가정하므로 일정기간 경과 후 대출잔액이 주택가격을 초과하는 이른바 크로스오버 현상이 발생할 수 있다. 이러한 크로스오버 도달 시점이 빠를수록 유산의 현재가치는 작아질 수 있다. 따라서 유산의 현재가치는 대체로 고연령 가입자일수록 증가하나 크로스오버 도달시점에 대한 변수가 존재한다. 현재의 대출이율 가정 2.81%를 적용할 경우, 주택가격 3억 소유 60세 가입자의 경우 크로스오버 현상이 발생하지 않을 것으로 예상되었다. 65세 가입자는 가입 후 423개월 시점에, 70세와 75세 가입자의 경우 각각 343개월, 273개월 시점에 도달하는 것으로 나타나 거의 100세 시점에 크로스오버가 발생할 것으로 예상되었다. 따라서 3억의 주택소유자 기준 60세 가입자의 유산의 현재가치는 약 8,600만 원이며, 65세, 70세 및 75세 가입자는 각각 약 8,400만 원, 약 8,700만 원 및 약 9,300만 원으로 추정되었다.

마지막으로, 거주안정의 현재가치는 주택연금이 아닌 거주하는 주택을 매각한 금액으로 일시납 즉시연금을 구입하는 형태와 같이 연금형 금융상품에 가입 시 부담해야 할 주거비용과 비교할 수 있는 기준으로 활용될 수 있다. 예를 들어, 주택연금 가입자 현황¹⁰⁾을 고려하여 70세 고령자가 30,000만 원인 자가주택을 매각하여 월세 보증금 3,900만 원을 제외한 26,100만 원을 일시납 즉시연금에 가입하면 월 약 125만 원¹¹⁾을 받으며, 동일한 규모

9) 주택연금의 총 대출한도는 5억 원으로 제한된다.

10) 2018년 12월 말 기준 주택연금의 가입자 현황을 살펴보면 수도권이 약 70%를 차지하고 있으며 평균연령은 72세, 평균 주택가격은 2억 9,400만 원, 주택유형은 아파트가 83.8%로 나타났다.

11) 일시납 즉시연금액 산정을 위한 가정으로는 연금지급형태, 연금지급 보증기간 설정, 공시이율, 생존확률, 수수료율(사업비율)에 대한 가정이 필요하다. 이를 위해 생명보험협회에서 판매중인 연금보험 상품을 분석한 결과 공시이율의 경우 금융감독원장이 공시하는 2019년 평균공시이율 2.5%를, 생존확률은 최근에 산정된 제9회 경험생명표(2019년 4월 개정)

의 주택 임대료 월 약 61만 원¹²⁾을 차감한 순수 생활비로는 월 약 64만 원을 받는다. 그러나 주택연금에 가입하면 월 약 89만 원의 생활비를 종신까지 지급받으므로 월 약 25만 원에 해당하는 임대료를 면제받는 것과 동일하므로 주택연금에 가입하는 것이 유리하다고 볼 수 있다. 일반적으로 거주안정의 현재가치는 동일 주택가격하에서 거주기간이 길수록, 동일 연령 하에서는 주택가격이 높을수록 높게 나타났다. 실제 산출 결과에서도 60세, 3억 원 주택을 소유한 가입자의 거주안정 현재가치는 약 6,700백만으로 이를 생애평균 월 단위로 환산할 경우 약 27만 원으로 나타났다. 동일 주택가격 기준으로 65세, 70세 및 75세 가입자는 각각 약 5,800만 원(월 266천 원), 약 4,700만 원(월 254천 원), 약 3,600만 원(월 237천 원)으로 추정되었다. 따라서 주택가격 3억 원 기준으로 60세 가입자는 65세, 70세 및 75세 가입자에 비해 각각 약 930만 원, 약 2,000만 원 및 약 3,100만 원의 추가적인 거주안정가치가 있을 것으로 판단된다.(<Figure 1> 참조). 또한 60세 기준으로 가입시점 주택가격 9억 원 소유자의 거주안정 현재가치는 약 20,200만 원으로 이를 생애평균 월 단위로 환산할 경우 약 82만 원으로 추정되었다. 동일 연령 기준으로 주택가격 1억 원, 3억 원, 6억 원 가입자는 각각 약 2,240만 원(월 91천 원), 약 6,720만 원(월 272천 원), 약 13,440만 원(월 544천 원)으로 추정되었다. 따라서 60세 기준 주택가격 9억 원 가입자는 주택가격 1억 원, 3억 원 및 6억 원 가입자에 비해 각각 약 18,000만 원, 약 13,400만 원 및 약 6,700만 원의 추가적인 거주안정가치가 있는 것으로 나타났다.(<Figure 2> 참조)

의 개인연금 납자사망률을 적용하였다. 사업비는 보험관계비용(일시납 보험료의 2.94%)과 연금수령기간 중 비용(연금(월)액의 0.8%), 모집수수료(일시납보험료의 1.35%) 등으로 구성되며 주요 회사별 사업비의 평균수준을 적용하였다. 마지막으로 보증기간 설정과 관련하여 종신형 연금 선택 시 세제혜택을 받기 위한 가입연령별 보증기간은 기대여명 이내에서 선택 가능하므로 70세의 경우 보증기간 10년을 설정하였다. 이를 종합하여 70세 기준 일시납 2억 6,100만 원에 대한 즉시연금액은 월 약 125만 원으로 도출된다.

- 12) 2019년 1월 기준 수도권 지역의 아파트 전·월세전환율(4.4%), 평균 전세가 대비 매매가율(약 68%), 평균 전세금 대비 보증금비율(약 19%) 등을 적용하여 산정한 결과 3억 기준 월세는 보증금 3,900만 원의 월세 61만 원으로 도출된다.

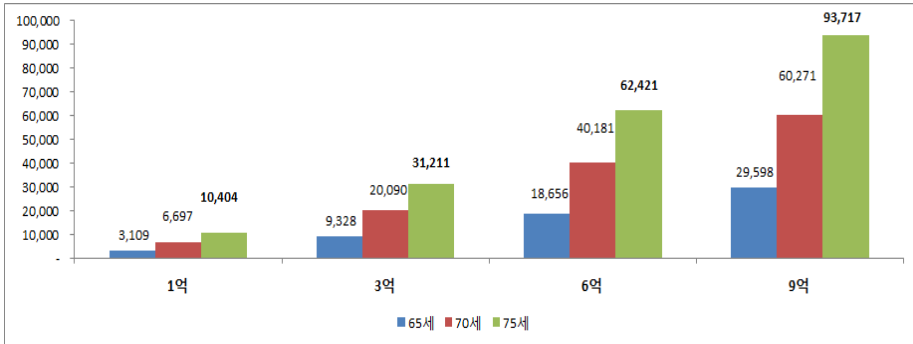
〈Table 3〉 Financial Value by Age and Housing Price

(Unit: Age, 1,000 KRW)

Housing Price	Age	Financial Value		
		Present Value of Living Stability	Present Value of Bequest	Present Value of Resident Stability () is Monthly Conversion Amount
100 Million	60	49,036	28,572	22,392 (90,691 Won)
	65	52,558	28,159	19,283 (88,696 Won)
	70	55,343	28,961	15,695 (84,681 Won)
	75	56,854	31,157	11,989 (79,128 Won)
300 Million	60	147,107	85,717	67,177 (272,074 Won)
	65	157,671	84,481	57,849 (266,087 Won)
	70	166,031	86,882	47,086 (254,042 Won)
	75	170,562	93,472	35,966 (237,384 Won)
600 Million	60	294,213	171,434	134,353 (544,148 Won)
	65	315,341	168,961	115,697 (532,175 Won)
	70	332,061	173,767	94,173 (508,085 Won)
	75	341,125	186,943	71,932 (474,768 Won)
900 Million	60	441,320	257,150	201,530 (816,222 Won)
	65	462,139	265,929	171,931 (790,836 Won)
	70	498,092	260,649	141,259 (762,127 Won)
	75	462,981	329,205	107,813 (711,592 Won)

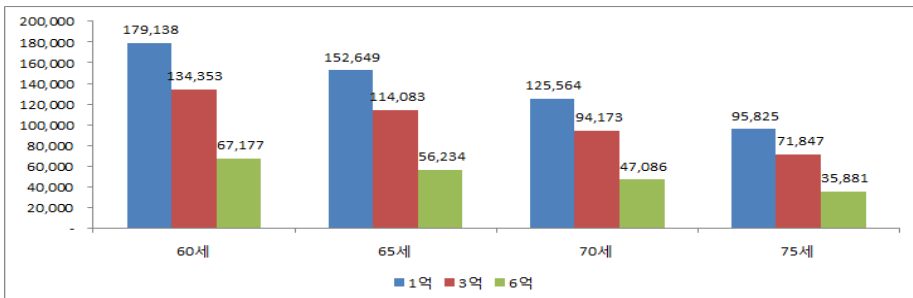
〈Figure 1〉 Difference in the Value of Resident Stability Contrast to that of 60-Year-Old by Housing Price

(Unit: 1,000 KRW)



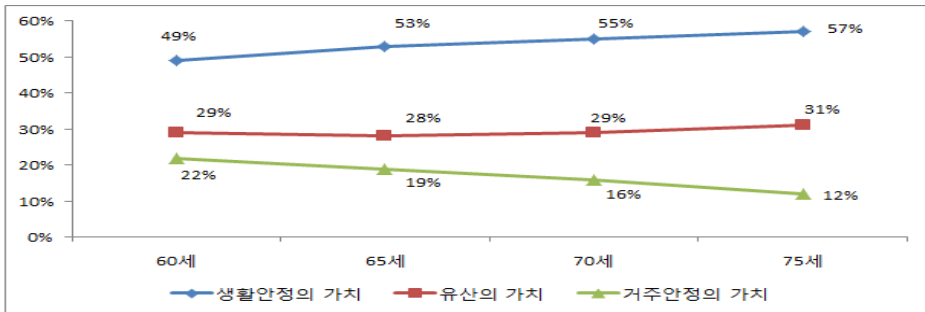
〈Figure 2〉 Difference in the Value of Resident Stability Contrast to 900 Million Won in Housing Price by Age

(Unit: 1,000 KRW)



연령별 총 재무적 가치에서 각 요인별 비중을 살펴보면, 동일한 주택가격 3억 원을 기준으로 생활안정의 현재가치 비중은 60세 49%에서 75세 57%로 나타나 고연령 가입자일수록 생활안정의 현재가치가 차지하는 비중은 늘어나고 있음을 알 수 있다. 반면, 유산의 현재가치도 고연령 가입자일수록 비중은 증가하고 있으나, 60세 29%에서 75세 31%로 생활안정의 현재가치에 비해 완만히 증가하는 형태를 보여주고 있다. 반면, 거주안정의 현재가치는 가입연령에 반비례하는 형태를 보여주고 있는데, 60세의 거주안정의 현재가치 비중이 22%인데 반해 75세 가입 시에는 12%로 나타나고 있다. 결국 가입연령이 늦어질수록 거주안정의 현재가치 비중의 감소가 유산 및 생활안정의 현재가치 비중의 증가로 이어지고 있음을 알 수 있다.

〈Figure 3〉 Proportion of Financial Value by Age(Based on 3 Million)



2. 주요 변수 변화에 따른 재무적 가치 변화

주택연금 가입 시 가입자의 재무적 가치에 영향을 미치는 주요 변수로는 생존확률, 대출 금리 및 주택가격 변화라는 세 가지가 있다. 본 연구에서는 2018년 말 부부기준 가입자 평균연령이 70.4세임을 감안하여, 70세 기준 연소자에 대해 이러한 주요 변수들의 변화에 따른 생활안정, 유산 및 거주안정의 현재가치에 어떠한 영향을 미치는 살펴보고자 한다.

가. 생존확률 변화

주택연금의 월지급금 산정 시에는 장래생존율 개선이 고려되지 않은 국민생명표를 사용하고 있다. 따라서 보증기관 입장에서는 장수리스크에 노출되어 있다. 반면, 가입자 입장에서는 보증기관이 월지급금 산정을 위해 사용한 생명표에 비해 더 오래 생존할 경우 재무적 가치를 구성하고 있는 모든 요소에 대해 영향을 미치게 된다. 따라서 가입자의 재무적 가치에 영향을 미치는 가장 중요한 변수라 할 수 있다.

따라서 본 연구는 장래 생존율 개선 반영을 위해 1970~2017년까지의 국민생명표를 이용하여 Lee-Carter 모형(LC 모형)을 통한 장래생명표를 추정하였다. LC 모형은 코호트 효과가 없다는 단점에도 불구하고 가장 널리 사용되는 대표적인 사망률 예측모형으로 다음의 식(7)과 같이 로그 사망률을 연령 및 기간효과(Age and period effect)의 선형관계로 설명하고 있다.

$$\ln \hat{m}_{x,t} = \alpha_x + \beta_x k_t \quad (7)$$

여기서 α_x 는 정태적 연령함수를 의미하며 β_x 역시 연령함수로서 k_t 변화에 대한 연령별 민감도를 나타내는 지표이다. k_t 는 시간경과에 따라 사망률의 변화추세를 나타내는 일종의 시간지수이다.

또한 사망률 예측을 위해 시간지수 k_t 를 ARIMA모형으로 예측하는데 일반적으로 사용되는 ARIMA모형은 식(8)와 같이 추세가 있는 임의확률보행 모형을 사용했다.

$$k_t = \delta + k_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_k^2) \quad i.i.d. \quad (8)$$

여기서 δ 는 추세를 나타내는 모수이며 ϵ_t 는 분산 σ_k^2 인 가우시안 분포를 따르는 백색잡음 확률과정(White noise process)을 의미한다. 마지막으로 예측된 사망률이 유일한 값을 얻기 위해 기존의 모수를 임의의 0이 아닌 실수 c_1, c_2 에 관해 아래와 같이 변형시킬 수 있다.

$$(\alpha_x, \beta_x, k_t) \rightarrow (\alpha_x + c_1 \beta_x, \frac{1}{c_2} \beta_x, c_2 (k_t - c_1)) \quad (9)$$

여기서 $c_1 = \frac{1}{n} \sum_t k_t$, $c_2 = \sum_x \beta_x$ 이다.

모델의 식별가능성을 확보하기 위해 Lee and Carter(1992)는 다음의 모수제약을 제안하였다.

$$\sum_x \beta_x = 1, \quad \sum_t k_t = 0 \quad (10)$$

이상의 산식을 통해 예측된 x세 j연도 사망률($m_{x,j}$)을 다음의 산식을 통해 사망확률($q_{x,j}$)로 전환한다.

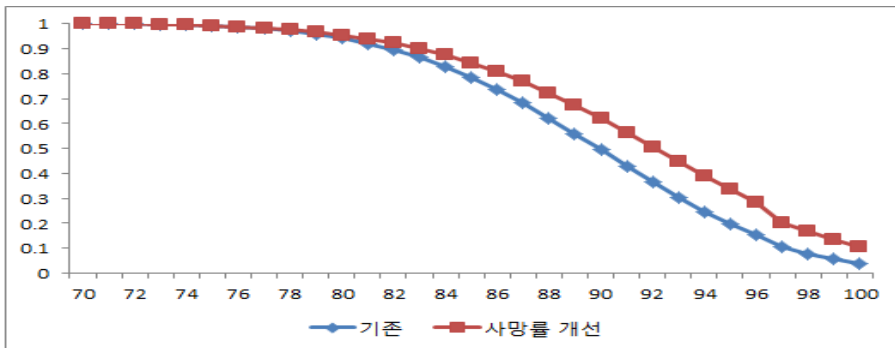
$$q_{x,j} = \frac{m_{x,j}}{1 + 0.5m_{x,j}} \quad (11)$$

사망확률의 값이 도출되면 각 연령 및 경과연도별 생존확률을 구한 후 주택연금 계리모형상 부부연령차 4세인 점을 고려하여 다음과 같이 j 연도 최후생존자확률(${}_t p_{70:74,j}$)을 도출한다.

$${}_t p_{70:74,j} = {}_t p_{70,j} + {}_t p_{74,j} - {}_t p_{70:74,j} \quad (12)$$

생존확률 개선을 반영하여 추정한 70세 연소자 부부의 최후생존자확률과 월지급금 산정 시 사용된 70세 연소자 부부의 최후생존자확률을 비교한 그림은 다음과 같다. 기존 국민생명표 대비 생존확률의 개선효과는 약 80세 이후 시점부터 급격하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈Figure 4〉 Comparison of Cumulative Survivor Probability
(Based on Age 70)



먼저, 생활안정의 현재가치는 생존확률 개선효과와 양(+)의 관계가 성립하는데 장래 생존확률 개선효과가 반영될 경우 기존 대비 생활안정의 현재가치는 약 7% 증가할 것으로 예상된다. 예를 들어, 1억 원 주택소유자의 경우 약 400만 원, 3억 원은 약 1,200만 원 및 9억 원은 약 3,600만 원 증가할 것으로 예상된다.

다음으로 거주안정의 현재가치 역시 생존확률 증가로 인해 자가소유 주택의 거주기간이 길어질 확률이 증가하므로 생존확률 개선효과와 양(+)의 관계가 성립한다. 따라서 장래 생존을 개선효과가 반영될 경우 기존 대비 거주안정의 현재가치는 약 11% 상승하였다. 1억

원 주택소유자의 경우 생존확률 개선으로 인해 약 170만 원(월 2,600원), 3억 원 및 9억 원은 각각 약 500만 원(월 7,740원), 1,500만 원 상승(월 23,200원)할 것으로 예상되었다.

마지막으로 유산의 현재가치는 사망률 개선이 반영될 경우 월지급금 수령기간 증가로 인해 대출잔액이 증가하게 되고, 이는 기존 대비 유산가치의 하락으로 이어지므로 생존확률 개선효과와 음(-)의 관계가 성립한다. 실제, 생존확률 개선효과 적용 시 기존 대비 유산의 현재가치는 약 20% 하락하는 것으로 나타났다. 이를 금액으로 환산하면 1억 원 주택소유자의 경우 사망률 개선으로 인해 약 800만 원, 3억 원은 약 1,700만 원, 9억 원은 약 5,100만 원 하락할 것으로 예상되었다.(〈Table 4〉 참조)

〈Table 4〉 Financial Value Changes by Mortality Improvements

(Unit: 1,000 KRW)

Housing Price	Financial Value					
	Present Value of Living Stability		Present Value of Bequest		Present Value of Resident Stability () is Monthly Conversion Amount	
	Present	Improved Mortality	Present	Improved Mortality	Present	Improved Mortality
100 Million	55,343	59,371	28,961	23,279	15,695 (84,681Won)	17,350 (87,259Won)
300 Million	166,031	178,114	86,882	69,835	47,086 (254,042Won)	52,051 (261,777Won)
600 Million	332,061	356,225	173,767	139,673	94,173 (508,085Won)	104,102 (523,554Won)
900 Million	498,092	534,339	260,649	209,508	141,259 (762,127Won)	156,152 (785,331Won)

나. 대출금리 변화

대출이자자는 가입자의 대출잔액에 포함되는 요소로서 대출금리 변화에 따른 대출이자 증감은 유산 및 거주안정의 현재가치에 영향을 미치게 된다.

대출금리의 변동효과 분석을 위해 본 연구는 3월 현재 대출금리 2.81%를 기준으로 연평균 $\pm 0.5\%$ 만큼 금리가 변동될 경우 유산 및 거주안정 가치에 미치는 효과를 살펴보았다. 대출금리 증가는 대출잔액의 증가로 이어져 유산의 현재가치는 감소하게 되므로 대출금리와 유산의 현재가치는 음(-)의 관계가 성립한다고 볼 수 있다.

분석결과에 따르면 대출금리가 0.5%p 상승(하락) 시 유산의 현재가치는 약 12% 하락(약 13% 상승)하는 것으로 나타났다. 이를 금액으로 환산할 경우, 대출금리가 0.5%p 상승(하락)시 주택가격 1억 원 가입자 유산의 현재가치는 기존 대비 약 340만 원이 하락(360만 원 상승)하고, 3억 원 및 9억 원 가입자는 각각 약 1,000만 원 하락(1,100만 원 상승), 약 3,000만 원 하락(3,200만 원 상승)할 것으로 예상되었다.

다음으로 대출금리 변화가 거주안정의 현재가치에 미치는 영향을 살펴보면, 자가소유 주택을 매각한 금액으로 다른 금융상품을 구입하여 연금을 지급하는 자에게 대출금리 인상은 전·월세 보증금 등의 주거비용이 상승하게 되므로 상대적으로 자가거주에 따른 효용가치는 증가하게 된다. 이러한 관점에서 대출금리가 연 평균 0.5%p 상승(하락)시 거주안정의 현재가치는 약 21% 상승(약 23% 하락)하는 것으로 나타났다. 이를 금액으로 환산할 경우, 대출금리가 연 평균 0.5%p 상승(하락)할 경우 주택가격 1억 원 가입자의 거주안정 현재가치는 기존 대비 약 340만 원 상승(360만 원 하락)하고, 3억 원 및 9억 원 가입자는 각각 약 1,000만 원 상승(약 1,100만 원 하락), 약 3,000만 원 상승(3,200만 원 하락)할 것으로 예상되었다. 거주안정의 현재가치를 월별 금액으로 환산할 경우 대출금리 0.5%p 상승(하락)시 주택가격 1억 원 가입자의 거주안정의 현재가치는 기존 대비 월 약 18,000원 상승(월 약 19,000원 하락)하고, 3억 원 및 9억 원 가입자는 각각 월 약 54,000원 상승(월 약 58,000원 하락), 월 약 163,000원 상승(월 약 173,000원 하락)할 것으로 예상되었다.(〈Table 5〉, 〈Table 6〉 참조)

〈Table 5〉 Present Value of Bequest and Resident Stability due to Changes in Loan Rates(Based on Age 70)

(Unit: 1,000KRW)

Housing Price	Financial Value					
	Present Value of Bequest			Present Value of Resident Stability		
	0.5%p rise	base	0.5%p fall	0.5%p rise	base	0.5%p fall
100 Million	25,611	28,961	32,523	19,046	15,695	12,133
300 Million	76,832	86,882	97,568	57,137	47,086	36,400
600 Million	153,665	173,767	195,139	114,274	94,172	72,801
900 Million	230,496	260,649	292,707	171,412	141,259	109,201

〈Table 6〉 Monthly Value of Resident Stability due to Changes in Loan Rates (Based on Age 70)

(Unit: KRW)

Loan Rates	Housing Price			
	100 Million	300 Million	600 Million	900 Million
0.5%p rise	102,756	308,269	616,539	924,808
base	84,681	254,042	508,085	762,127
0.5%p fall	65,463	196,389	392,777	589,166

다. 주택가격의 변화

주택가격의 상승(하락)은 거주 및 유산의 현재가치에 영향을 미치게 된다. 먼저, 주택가격 상승 시 월세가격은 주택가격과 비례한다는 점을 고려하면 거주안정의 현재가치는 주택가격의 상승과 양(+)의 관계가 형성된다. 다음으로, 유산의 현재가치 역시 주택가격이 상승할수록 계약종료 시 대출잔액을 초과할 가능성이 높아지기 때문에 주택가격상승률과 유산의 현재가치는 양(+)의 관계가 형성된다. 따라서 주택가격의 변화가 거주 및 유산의 현재가치 변화에 미치는 효과를 분석하기 위해 주택연금 가입직후 주택가격이 1%p 상승

(하락)할 경우 미치는 영향을 살펴보았다. 주택가격이 1%p 상승(하락) 시 거주안정의 현재 가치는 약 1% 상승(약 1% 하락)하는 것으로 나타났다. 이를 금액으로 환산할 경우, 주택가격이 1%p 상승(하락) 시 주택가격 1억 원 가입자의 거주안정 가치는 기존 대비 약 14만 원 상승(약 14만 원 하락)하고, 3억 원 및 9억 원 가입자는 각각 약 41만 원 상승(약 43만 원 하락), 약 123만 원 상승(약 128만 원 하락)할 것으로 예상되었다. 거주안정 현재가치를 월액으로 환산할 경우 주택가격이 1%p 상승(하락) 시 주택가격 1억 원 가입자의 거주안정 가치는 기존 대비 월 약 737원 상승(월 약 768원 하락)하고, 3억 원 및 9억 원 가입자는 각각 월 약 2,211원 상승(월 약 2,303원 하락), 월 약 6,633원 상승(월 약 6,911원 하락)할 것으로 예상되었다.

유산의 현재가치는 주택가격이 1%p 상승(하락)시 약 3% 상승(약 3% 하락)하는 것으로 나타났다. 이를 금액으로 환산할 경우, 주택가격이 1%p 상승(하락)시 주택가격 1억 원 가입자의 유산의 현재가치는 기존 대비 약 86만 원 상승(약 86만 원 하락)하고, 3억 원 가입자와 9억 원 가입자는 각각 약 259만 원 상승(약 257만 원 하락), 약 777만 원 상승(약 772만 원 하락)할 것으로 예상되었다.(〈Table 7〉, 〈Table 8〉참조)

〈Table 7〉 Present Value of Bequest and Resident Stability due to Changes in a Rise in Housing Price (Based on Age 70)

(Unit: 1,000KRW)

Housing Price	Financial Value					
	Present Value of Bequest			Present Value of Resident Stability		
	1%p rise	base	1%p fall	1%p rise	base	1%p fall
100 Million	29,824	28,961	28,104	15,832	15,695	15,553
300 Million	89,473	86,882	84,309	47,496	47,086	46,659
600 Million	178,947	173,767	168,621	94,992	94,172	93,319
900 Million	268,420	260,649	252,930	142,488	141,259	139,978

〈Table 8〉 Monthly Value of Resident Stability due to Changes in Housing Price Increase Rate(Based on Age 70)

(Unit: KRW)

Growth Rate of Housing Price	Housing Price			
	100 Million	300 Million	600 Million	900 Million
1%p rise	85,418	256,253	512,506	768,760
base	84,681	254,042	508,085	762,127
1%p fall	83,913	251,739	503,477	755,216

V. 결론 및 시사점

고령화로 인해 노인인구 비중이 증가하는 상황에서 우리사회에 노후소득마련 문제가 주된 관심사로 대두되고 있다. 그러나 현재 60~70대 고령층의 경우 공·사적 연금제도의 출발이 선진국에 비해 늦었던 점을 감안하면 공·사연금을 통한 노후준비가 부족한 상황이다. 한편, 한국인의 내 집 마련에 대한 인식이 다른 나라에 비해 강하다는 점, 고령층의 실물자산 비중이 매우 높다는 점은 노후소득의 유동성 제약이 우려되는 상황에서는 현실적으로 주택연금이 노후소득을 보완할 수 있는 대안으로 판단된다. 더욱이 주택연금은 가입 이후에도 자가소유 주택에 계속 거주할 수 있는 장점이 있다. 그럼에도 2018년 말 기준 주택연금의 가입률은 약 1.3%에 머물러 주택연금퍼즐 현상이 나타나고 있다. 이러한 주택연금퍼즐의 주요한 원인으로는 월지급금에 대한 불만족이 가장 큰 요인으로 꼽히고 있다.

이에 본 연구는 주택연금 계리모형의 주요변수를 적용하여 주택연금 가입 시 주택가격을 생활안정, 유산 및 거주안정 가치 등의 세 가지 요소로 구분하고 가입연령에 따른 각 요소별 현재가치 금액 및 비중을 도출하였다. 월지급금 가치는 고연령 가입자일수록 상승하였다. 한편, 유산의 현재가치는 고연령 가입자일수록 상승하나 가입 후 대출잔액이 주택가격을 초과하는 이른바 ‘크로스오버’ 도달시점에 따라 연령별 유산의 현재가치가 결정되었다. 거주안정의 현재가치는 저연령 가입자일수록 그 가치가 점점 상승하였다. 전반적으로 저연령 가입자일수록 생활안정 및 유산의 현재가치는 하락하는 대신 자가주택에 거주함으

로써 얻을 수 있는 거주안정의 현재가치는 상승하였다.

또한 70세 표준가입자를 대상으로 생존확률, 대출금리 및 주택가격상승률의 주요변수 변화 시 재무적 가치에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저, Lee-Carter 모형을 이용하여 장래 생존확률 개선효과를 반영할 경우 생활안정 및 거주안정의 현재가치는 상승하는 반면, 유산의 현재가치는 하락하는 것으로 나타났다. 대출금리 변화는 유산 및 거주안정 가치에 영향을 미치게 되는데 대출금리가 상승할 경우 유산의 현재가치는 줄어드는 반면, 거주안정의 현재가치는 증가하는 것으로 분석되었다. 마지막으로 주택가격이 상승할수록 유산 및 거주안정의 현재가치는 증가하였다.

주택연금은 종신까지 월지급금을 수령하면서 자가소유 주택에 거주할 수 있고 계약종료 시 처분가액이 대출잔액을 초과할 경우 그 초과분을 유족이 상속받을 수 있다는 장점이 존재한다. 따라서 월지급금으로 대변되는 생활안정 가치뿐만 아니라 유산 및 거주안정에 대한 가치평가도 필요하다. 이제는 주택연금 가입 시 단순히 연령별, 주택가격별 월지급금에 초점을 맞추기 보다는 유산가치 및 거주안정 등 주택연금 가입에 따른 다양한 가치를 검토할 필요가 있다고 볼 수 있다.

다만, 본 연구는 분석모형의 특성 상 주택연금 리스크 관련 변수들 중 이자율, 주택가격 상승률에 대해 결정론적(Deterministic) 방법론을 이용하여 가치평가를 실시했다는 한계를 가지고 있다. 또한 유산의 가치도 실무적으로는 경매실행으로 인한 시간과 비용을 고려하지 못하였으며, 거주안정의 현재가치 측정과 관련한 좀 더 세밀하고 정교한 모형이 필요할 것으로도 판단된다. 그럼에도 불구하고 가입자 이해도 제고 측면에서 결정론적 방법에 의한 생활안정, 유산 및 거주안정의 가치를 보험수리적 현재가치로 측정하고자 했으며, 그 결과를 제시했다는 점에서 의의가 있다고 할 수 있다.

끝으로, 행동경제학 이론에 의하면 정보제공 형식에 따라 가입자의 의사결정이 달라질 수 있는 ‘프레이밍 효과’가 존재한다. 주택연금 마케팅 측면에서 가입자에게 예상 월지급금 뿐만 아니라 향후 가입 시 예상되는 유산 및 거주안정의 가치를 함께 제시한다면 가입자의 행동변화를 유도함으로써 주택연금 가입률 제고에도 도움이 될 것으로 판단된다.

참고문헌

금융감독원 (2019), **2018년도 퇴직연금 적립 및 운용현황 분석**.

(Translated in English) Financial Supervisory Service (2019). *2018 The Analysis on Current Status of Retirement Pension Accumulation and Management*.

_____ (2019), **2018년 연금저축 현황 분석결과**.

(Translated in English) Financial Supervisory Service (2019). *2018 The Analysis on Current Status of Individual Pension Savings*.

김상욱 (2019), “인구구조변화에 따른 주택금융이 주택수요에 미치는 영향”, **도시행정학보**, 제32권 제2호, 한국도시행정학회, pp, 51-66.

(Translated in English) Kim, S. (2019). “Impact of Housing Finance on Housing Demand due to Demographic Changes”, *The Journal of Korean Urban Management Association*, 32(2): 51-66.

류근옥·마승렬 (2015), “동시시물레이션 기법에 의한 주택연금의 보증리스크 평가”, **주택연구**, 제23권 제2호, 한국주택학회, pp. 143-179.

(Translated in English) Ma, S., and K., Ryu (2015). “Evaluating Guarantor’s Risk in Reverse Mortgage Annuity Using Concurrent Simulation Method”, *Housing Studies Review*, 23(2):143-179.

마승렬 (2011), “즉시연금과 역모기지(주택연금, 농지연금)의 수익비 비교”, **리스크관리연구**, 제22권 제2호, 리스크관리학회, pp. 3-39.

(Translated in English) Ma, S. (2011). “Comparison of the Money’s Worth Ratios between Reverse Mortgages and Single Premium Immediate Annuity”, *The Journal of Risk Management*, 22(2): 3-39.

박소현 (2008), **자가주거비 임대료 상당액 작성방법**, 통계개발원 연구보고서.

(Translated in English) Park, S. (2008). *The Method of Calculation for Rental Equivalence of Owner-Occupied Housing Cost*, Research Paper of Statistics Korea.

보험개발원 (2018), **2018 KIDI 은퇴시장리포트**.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2018).
2018 KIDI Retirement Market Report.

신용상 (2017), **주택연금 시장참가자별 재무적 손익 분해와 고령화 관련 정책 시사점 : 주택연금 시스템 지속성 확보 관련 시사점을 중심으로**, 연구보고서 2017-16, 한국금융연구원.

(Translated in English) Shin, Y. (2017). *An Assessment of the Adequate Level of Proceeds from Korea-type Reverse Mortgage and Policy Implications*, The Research Report 2017-16, Korea Institute of Finance.

장운옥·엄영호·김계홍 (2011), “주택연금 보증료와 월지급금에 대한 연구: 이자율위험과 장수위험 모형의 적용”, **보험학회지**, 제89집, 한국보험학회, pp. 1-39.

(Translated in English) Chang, W., et al. (2011). “On the Guarantee Fee and Monthly Payments of the Reverse Mortgage Loans: an Application of the Interest Rate Risk and Longevity Risk Models”, *Korea Insurance Journal*, 89: 1-39.

정규승·김감영·김서영·김선자 (2017), **가계금융복지조사에서 의제주거소득 반영을 위한 추정방법 연구**, 통계개발원 연구보고서.

(Translated in English) Cheong, G., et al. (2017). *The Research concerning Estimation Method of Imputed Rent for Including Imputed Rent in Survey of Household Finance and Living Condition*, Research Paper of Statistics Korea.

통계청 (2018), **2018년 가계금융복지조사**.

(Translated in English) Statistics Korea (2018). *2018 Survey of Household Finances and Living Condition.*

한국주택금융공사 (2018), **2018 주택연금 수요실태조사**.

(Translated in English) Korea Housing Finance Corporation (2018). *2018 The Survey of Demand for Reverse Mortgage.*

Davidoff, T. (2012). "Can 'High Cost' Justify Weak Demand for the Home Equity Conversion Mortgage?", *Working Paper*, Sauder School of Business, University of British Columbia.

_____ (2015). "Can 'High Cost' Justify Weak Demand for the Home Equity Conversion Mortgage?", *Review of Financial Studies*, 28(8): 2364-2398.

Lee, R., and L., Carter (1992). "Modeling and forecasting US mortality", *Journal of the American Statistical Association*, 87:659-671.

Lucas, D. (2015). "Hacking Reverse Mortgage", *Working Paper*, MIT Center for Finance and Policy.

ILO (2004). *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*.

OECD (2014). *Pensions at a Glance 2013*, OECD Publishing, Paris.

기획재정부 국고채 통합정보시스템 (www.ktbinfo.or.kr)

(Translated in English) Ministry of Economy and Finance Government Bond Information System (www.ktbinfo.or.kr)

통계청 국가통계포털 (www.kosis.kr)

(Translated in English) Statistics Korea National Statistics Portal (www.kosis.kr)

한국주택금융공사 (www.hf.go.kr)

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

Abstract

This study estimates the financial value of living stability, bequest and resident stability at the time of purchasing reverse mortgage.

The financial value of living stability increase but that of resident stability decreases with the age of borrower. Increases in survival of 70-year-old are directly related to the present value of living and resident stability, but inversely related to that of bequest. With increases in mortgage rate, the present value of bequest decreases but that of resident stability increases. With increases in housing prices, both the present value of bequest and that of resident stability increases. This study is significant that it assesses the present value and financial effects of bequest and resident stability in addition to monthly payment.

※ **Key words:** Reverse mortgage, Living stability, Bequest, Resident stability

저축은행의 보호예금자비중과 부도위험: 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 학문적 전문성

The Effects of Protected Depositors' Proportion on Savings Banks Default Risk: Outside Directors' Social Relation with CEO and Academic Expertise

하 성 수*·김 학 건**

Sungsoo Ha·Hakkon Kim

본 연구는 저축은행의 보호예금자비중이 부도위험에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석한다. 또한 본고는 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성에 따라 보호예금자비중과 부도위험의 관계가 상이하게 나타나는지에 대해서도 살펴보고자 한다. 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 보호예금자비중과 저축은행 부도위험은 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 둘째, 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 수준이 낮은 집단에 비해 높은 집단에서 보호예금자비중의 부도위험 증가효과가 더욱 큰 것으로 확인되었다. 셋째, 사외이사의 학문적 전문성 수준은 보호예금자비중과 부도위험의 관계에 차별적인 영향을 미치지 않았다. 본고의 결과는 예금보험제도를 통해 예금 전액을 보장받아 저축은행 감시유인이 낮은 보호예금자의 비중이 큰 저축은행일수록 부실가능성이 높을 수 있음을 시사한다.

국문 색인어: 저축은행, 보호예금자비중, 부도위험, 사회적 관계, 학문적 전문성

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030602, B050703, B051300

* 충북대학교 경영대학 국제경영학과 석·박사 통합과정(gk4420@chungbuk.ac.kr), 제1저자

** 충북대학교 경영대학 국제경영학과 부교수(kimhk0283@chungbuk.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2019. 07. 31, 논문 최종 수정일: 2019. 11. 12, 논문 게재 확정일: 2019. 11. 22

I. 서론

저축은행의 보호예금자는 2016년 이후로 꾸준히 증가하고 있으며 2018년 9월 말 기준 약 366만 9천 명으로 전체 예금자의 약 98%를 차지하고 있다.¹⁾ 예금보험제도는 금융기관이 파산이나 영업정지 등으로 예금을 지급하지 못하게 되는 경우 정해진 한도 내에서 원금과 이자를 보상해 주는 제도로 예금인출사태(Bank run)의 발생 가능성을 감소시키는 긍정적 효과를 가진다.²⁾ 그러나 예금보험제도는 정부의 예금보장으로 인해 금융기관에 대한 예금자의 감시유인을 약화시켜 금융기관의 위험추구성향을 증가시킬 수 있다는 점에서 부정적 측면도 존재한다(Le, 2013; 김찬웅, 배성환, 2001).

예금보험제도에 관한 기존의 연구들은 주로 예금보험의 유무와 은행의 위험추구행위간의 관계에 초점이 맞추어 진행되었다. Laeven and Levine(2009)은 전 세계 38개국 은행들을 대상으로 명시적 예금보험과 부도위험의 관계를 분석하여 이들 사이에 양(+)의 관련성이 존재함을 발견하였다. 이에 저자들은 예금보험제도의 도입으로 은행이 고위험을 추구하는 도덕적 해이가 유발될 수 있음을 주장하였다. 그러나 Gropp and Vesala(2004)는 유럽연합의 은행들을 대상으로 명시적 예금보험제도의 도입이 은행의 위험추구성향에 미치는 영향을 분석하여 이들 사이에 음(-)의 관계가 확인되었다고 보고하였다. 이를 통해 저자들은 예금보험의 도입이 후순위채권투자자의 감시 기능을 강화하여 은행의 위험추구위험을 감소시키는 효과가 있다고 주장하였다. 이외에도 예금보험제도와 금융기관의 위험추구성향간의 관계를 확인한 연구들이 존재하나 일관된 결과를 제시하지 못하고 있다.³⁾

- 1) 예금보험공사의 저축은행 예금동향자료(<http://www.kdic.or.kr/save/indicator.do>)에 따르면 2018년 9월 말 기준 전체 예금자 수는 374만 6천 명이며 이중 약 2%에 해당하는 7만 7천 명을 제외한 대다수의 예금자는 예금액이 5천만 원 이하인 보호대상 예금자인 것으로 확인되었다.
- 2) 정운찬, 송홍선(2007)은 예금보험제도가 금융기관의 예금지급 불능상태에 대한 예금주의 우려를 감소시킴으로써 대규모 예금 인출 사태를 방지하여 금융제도의 안정성을 유지하는 기능을 가지고 있다고 주장하였다.
- 3) 원재환(2006)은 국내 16개 상장은행을 대상으로 한 분석을 통해 예금보험제도 도입이 총 위험을 증가시킴을 발견하였다. 저자는 예금보험이 은행의 도덕적 해이를 초래하여 과도한 위험을 추구하도록 한다고 주장하였다. 또한 Le(2013)는 117개국의 은행들을 표본으로 명시적 예금보험과 위험추구행위의 관계를 분석하여 예금보험 도입이 예금자의 도덕적 해이를 유발해 은행의 부도위험을 상승시킴을 발견하였다. 반면 Hovakimian, Kane and Laeven(2002)은 56개국 은행을 대상으로 명시적 예금보험제도와 위험이전(Risk shifting)간의 관계를 분석하

이상에서 살펴본 다수의 선행연구들은 주로 예금보험의 유무와 위험의 관계를 분석하고 있다. 이 경우 예금액이 보호한도 이내 혹은 초과인 예금자의 영향이 혼재되어 일관되지 않은 결과를 보일 수 있다. 이와 같은 문제점을 완화하고자 본 연구는 저축은행의 비보호 예금자를 제외한 보호예금자의 비중을 산출하여 분석에 사용하였다. 본고에서 보호예금자 비중을 사용한 이유는 첫째, 예금보험제도를 통해 예금 전액을 보장받는 보호예금자의 경우 저축은행의 과도한 위험추구 행위를 적극적으로 견제할 유인이 약할 수 있기 때문이다. 둘째, 앞서 언급한 바와 같이 저축은행의 경우 전체 예금자 중 보호예금자가 차지하는 비중이 약 98%로 비보호예금자에 비해 보호예금자의 영향력이 클 것임에도 불구하고 그 동안 관련 연구가 거의 진행되지 못하였기 때문이다.

한편 일반은행에 비해 지배구조가 취약하고 자체적인 통제 시스템이 부족한 저축은행의 경우 사외이사의 모니터링 기능이 더욱 중요할 수 있다. 그러나 사외이사 관련 자료수집의 한계로 인하여 저축은행을 대상으로 사외이사의 특성을 분석에 반영한 연구는 매우 제한적이다. 이에 본고는 예금보험공사를 통해 사외이사 자료를 수집하여 분석에 사용하였다. 사외이사가 경영진을 효과적으로 모니터링하기 위해서는 독립성 확보가 중요하다.⁴⁾ 기존의 선행연구들은 독립성 측정을 위해 주로 이사회 내 사외이사비율을 사용하였으나 이는 경영진과 사외이사의 사회적 관계를 엄밀히 측정하지 못한다는 한계를 가진다(강윤식, 국찬표, 2012). 이에 본 연구는 대표이사와 사외이사의 출신 대학 일치 정도를 기준으로 사회적 관계 수준을 측정하였으며, 사회적 관계 수준에 따라 보호예금자비중과 부도위험의 관계가 차별적으로 나타나는지에 대해 분석하였다.

이외에도 본고는 사외이사의 학문적 전문성 수준에 따라 보호대상 예금자비중과 부도위험의 관계가 상이하게 나타나는지를 확인하고자 한다. 사외이사는 경영진에 대한 감시기능 외에도 조인자로서의 역할을 수행한다(Adams and Ferreira, 2007). 따라서 사외이사가 의사결정과 관련한 학문적 지식을 충분히 갖추고 있다면 효과적인 조언이 가능할 수 있다(Nguyen and Nielsen, 2010). 그럼에도 불구하고 사외이사의 전문성에 관한 다수의 기존연구들은 회계사, 세무사, 세무관련 공무원 경력 등의 실무적 전문성에 주로 초점이

여 세부 특성을 조정한 예금보험 도입이 위험이전을 약화시킴을 발견하였다.

4) Yermack(1996), Andres and Vallelado(2008) 등은 이사회의 독립성이 높을수록 경영진에 대한 이사회의 감시기능이 효율적으로 수행될 수 있다고 언급하였다.

맞추어 진행되었다.⁵⁾ 본 연구는 선행연구들과 차별성을 두기 위해 그 동안 관련 연구가 제한적으로 진행된 사외이사의 학문적 전문성에 집중하여 분석을 실시하였다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 예금액이 5천만 원 이하인 보호예금자비중과 저축은행 부도위험 사이에는 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성이 발견되었다. 이는 예금을 모두 보장받아 저축은행을 감시할 유인이 낮은 보호예금자의 비중이 높을수록 경영진의 위험추구성향이 효과적으로 견제되지 않기 때문으로 보인다. 둘째, 보호예금자비중의 부도위험 증가효과는 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 수준이 낮은 저축은행보다 높은 저축은행에서 더욱 크게 나타났다. 이러한 결과는 경영진과 사외이사의 사회적 관계가 밀접할수록 사외이사의 경영진 감시기능이 약화되어 보호예금자비중의 증가에 따른 경영진의 위험추구성향이 더욱 견제되지 않을 수 있음을 보여준다. 셋째, 사외이사의 학문적 전문성 수준은 보호예금자비중과 부도위험의 관계에 차별적 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었다. 본고의 결과는 선행연구에서 언급된 예금보험제도의 긍정적 효과와 함께 예금보호를 통한 예금자의 저축은행 감시유인 약화 등의 부정적 측면에도 관심을 가져야 함을 시사한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 예금보험제도와 금융기관의 위험추구행위에 관한 기존 연구를 검토하며 본 연구의 가설을 도출한다. 제 III장에서는 본 연구에서 사용한 표본과 변수에 대해 살펴본다. 제 IV장에서는 실증분석 결과를 보고하고 마지막으로 제 V장에서 본고의 결론에 대해 언급하고자 한다.

II. 선행연구 및 가설설정

예금보험제도와 금융기관의 위험추구행위의 관계를 분석한 연구들은 지속적으로 진행되어 왔지만 이에 대한 결과는 일관되지 않다. Demircuc-Kunt and Detragiache(2002)는 전 세계 61개국을 대상으로 금융위기 가능성과 명시적 예금보험제도의 관계를 분석하여 이

5) 김동률(2009), 서영미, 고재민, 이호영(2010), 임혜경, 조은영, 고상연(2014) 등은 사외이사의 세무 및 회계, 경영 분야의 경력을 기준으로 전문성을 측정하였다.

들 사이에 양(+)'의 관련성이 존재한다고 보고하였다. 저자들은 예금보험이 예금자가 은행을 모니터링할 유인을 감소시켜 금융위기 가능성이 증가하였다고 주장하였다. 원재환(2006)은 1994년부터 2004년 기간 동안 국내의 16개 상장은행을 대상으로 예금보험제도의 도입이 위험추구행위에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 예금보험제도 도입 후에 일별수익률의 표준편차로 측정한 총 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 저자는 예금보험의 도입으로 예금지급이 보장됨에 따라 은행들이 공격적으로 위험을 추구하는 성향이 강화되었다고 주장하였다.

이외에도 Laeven and Levine(2009)은 예금보험제도 도입의 영향을 확인하기 위해 38개국의 200개 은행 자료를 이용하여 명시적 예금보험제도 도입이 은행의 도덕적 해이를 초래해 부도위험을 증가시키는 것을 발견하였다. Ioannidou and Penas(2010)는 볼리비아의 금융기관을 대상으로 예금보험과 은행의 위험추구성향 간의 관계를 분석하였다. 분석결과, 제도 도입 후에 은행들이 신용등급이 낮은 대출을 늘리는 것으로 확인되었다. 이에 저자들은 예금보험 도입이 예금자에 의한 시장규율을 감소시켜 위험추구성향을 증가시켰다고 주장하였다. 또한 Le(2013)는 117개국의 은행들을 대상으로 예금보험제도와 위험추구행위의 관계에 대한 분석을 진행하여 이들 사이에 양(+)'의 관련성이 유의하게 존재함을 발견하였다. 저자는 명시적 예금보험이 예금자가 은행을 감시할 유인을 감소시켜 은행의 레버리지비율과 부도위험을 증가시킨다고 주장하였다.

반면, 예금보험제도가 금융기관의 위험추구성향에 영향을 미치지 않거나 오히려 위험을 감소시킨다고 주장하는 연구들도 존재한다. Karels and McClatchey(1999)는 1970년대 미국의 신용협동조합을 대상으로 예금보험제도와 위험 간의 관계를 분석하여 자본 적정성, 대출 연체율, 유동성으로 측정한 위험추구행위와 예금보험제도 도입 간에 유의한 관계가 나타나지 않았다고 주장하였다. 또한 Eichengreen and Arteta(2002)의 연구는 75개 개발도상국을 대상으로 예금보험과 금융위기 간의 관계를 분석하였는데 예금보험제도가 위험에 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않았다.

이외에도 Hovakimian et al.(2002)은 1990년대 전 세계 56개국의 은행을 대상으로 명시적 예금보험제도와 위험이전(Risk shifting) 간의 관계를 분석하였다. 분석결과, 보호한도 및 보험료 등의 세부 특성을 조정한 예금보험의 도입이 위험이전을 악화시키는 것으로

나타났다. Gropp and Vesala(2004)의 연구는 EU에 가입한 15개 국가의 128개 은행 자료를 이용해 예금보험과 위험추구행위간의 관계를 확인하여 이들 사이에 음(-)의 관련성이 존재함을 확인하였다. 이에 대해 저자들은 명시적 예금보험제도 도입이 후순위채권투자자들의 모니터링 기능을 강화하여 은행의 위험추구성향을 억제할 수 있음을 주장하였다.

이상의 예금보험제도 관련 연구들은 일관된 결과를 보고하지 못하고 있는데, 이는 기존 연구들이 사용한 예금보험제도 유무변수가 가지는 한계성 때문일 수 있다.⁶⁾ 예금보험제도를 통해 예금을 완벽히 보장받는 예금자들은 금융기관의 지급불능에 대해 우려하지 않아 경영진의 고위험 추구 성향을 견제하지 못할 수 있다(심명화, 2018). 이는 예금보험제도를 통해 전액 보호받는 보호예금자와 그렇지 못한 비보호예금자의 저축은행에 대한 감시유인이 다른 양상을 보일 수 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 보호예금자와 위험의 관계를 분석한 연구들은 제한적으로 진행되었으며 특히 저축은행을 대상으로 한 연구는 거의 부재한 실정이다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 저축은행 예금자의 대다수가 보호예금자라는 점에서 관련 연구의 필요성이 존재한다. 이에 본 연구는 저축은행의 보호예금자비중과 부도위험의 관계를 살펴보고자 하며 이들 사이에 양(+)의 관계를 예상한다.⁷⁾

한편 저축은행의 경우 일반은행에 비해 지배구조가 취약한 특성을 가지는 것으로 알려져 있다. 금융위원회(2011)는 저축은행 부실사태의 주요 원인 중 하나로 저축은행의 효율적이지 못한 경영진 감시체계와 이에 따른 도덕적 해이 문제를 지적하였다. 유순미(2015) 역시 경영진 및 대주주의 불법 행위를 2011년 저축은행 사태의 주원인으로 지목하였으며 이들을 효과적으로 견제할 수 있는 내부통제시스템 운용의 필요성을 주장하였다. 상기의 내용을 토대로 저축은행의 경우 경영진을 모니터링할 수 있는 사외이사의 역할이 중요함

6) 동 변수는 예금이 보호한도 이내인 예금자와 초과인 예금자의 영향을 구분하지 못한다는 한계를 가진다.

7) 본 연구와 관련하여 예금보호한도 초과예금비중과 경영위험의 관계를 살펴본 연구로는 김민혁, 김남현(2019)이 있다. 동 연구에서 저자들은 초과예금비중이 일정수준 이하일 경우 경영위험을 감소시키는 효과가 있으나 과도한 초과예금비중은 경영위험을 오히려 증가시킴을 발견하였다. 본고는 김민혁, 김남현(2019)의 연구와 다음과 같은 점에서 차별화된다. 첫째, 김민혁, 김남현(2019)의 연구는 주요 설명변수로 초과예금비중을 사용하였는데, 본고는 그동안 관련 연구가 거의 진행되지 않은 보호대상 예금자 비중에 초점을 맞추었다. 둘째, 본 연구는 예금보험공사로부터 수집한 사외이사 자료를 바탕으로 보호예금자비중과 부도위험의 관계에 있어 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성이 미치는 영향력을 분석하였다.

을 확인할 수 있다.

김병곤, 김동욱(2009)은 국내의 364개 상장기업을 대상으로 사외이사비율과 레버리지 비율의 관계를 분석하였다. 이를 통해 저자들은 이사회 내 사외이사가 차지하는 비율이 높을수록 경영진에 대한 모니터링 기능이 강화되어 재무위험을 줄이기 위해 레버리지비율이 감소하는 것을 확인하였다. 위정범, 김영식(2015)은 2000년에서 2011년 기간의 은행들을 표본으로 지배구조가 위험에 미치는 영향을 분석하여 이사회 내 사외이사비율과 예대비율로 측정된 위험성향 간에 음(-)의 관계가 통계적으로 유의하게 존재함을 발견하였다. 이상의 연구들은 이사회의 사외이사 비중이 높아 독립성이 강한 경우 위험이 감소할 수 있음을 보여주고 있다.

그러나 김용구(2002), 정쾌영(2011)은 대주주나 경영진과의 사회적 관계가 사외이사의 선임과정에 영향을 미칠 수 있음을 주장하며 사외이사의 경영진 감시 효과에 대해 의문을 제기하였다. 이는 사외이사의 독립성을 측정할 경우 사외이사의 비율보다 엄격한 수준에서 경영진과 사외이사의 사회적 관계를 확인할 필요가 있음을 시사한다. 이에 본고는 강윤식, 국찬표(2012)의 방법을 참고하여 대표이사와 사외이사의 출신 대학을 기준으로 학연에 기초한 사회적 관계를 측정하여 동변수가 보호대상 예금자비중과 부도위험의 관계에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 수준이 높은 저축은행은 사외이사에 의한 경영진 모니터링 기능이 효과적으로 수행되지 않을 것이다(강윤식, 국찬표, 2012). 따라서 대표이사와 사외이사의 사회적 관계가 강한 저축은행에서 보호예금자비중의 상승에 따른 부실위험 증가효과는 더욱 크게 나타날 것으로 예상된다.

이외에도 본고는 사외이사의 학문적 전문성이 보호대상 예금자비중과 부도위험의 관계에 어떠한 영향력을 미치는지 살펴보고자 한다. Adams and Ferreira(2007)는 사외이사가 경영진에 대한 모니터링 역할뿐만 아니라 조언 기능도 수행한다고 주장하였다. 사외이사의 조언자역할 측면에서 Nguyen and Nielsen(2010)은 사외이사가 박사학위를 보유하는 경우 사업을 이해하고 조언을 제공하는 능력이 개선될 수 있다고 언급하였다. 그럼에도 불구하고 사외이사의 전문성에 관한 다수의 선행연구들은 대체로 회계사, 세무사 등 사외이사의 실무적 경력에 초점이 맞추어져 진행되었다(김동률, 2009; 서영미 외, 2010; 임혜경 외, 2014). 이에 본 연구는 사외이사의 박사학위 보유 여부를 기준으로 학문적 전문

성을 측정하여 학문적 전문성이 낮은 집단과 높은 집단에서 보호대상 예금자비중과 부도 위험의 관계가 차별적으로 나타나는지 분석하고자 한다.

Ⅲ. 연구설계

1. 변수정의

본 연구에서 종속변수로 사용한 부도거리(Z-score)는 한상섭, 이병운(2012), Yeyati and Micco(2007), 박경서, 정찬식(2015) 등의 연구를 참고하여 계산하였다. 부도거리(Z-score)는 저축은행의 반기별 총자산이익률(ROA)과 자기자본비율을 더한 값을 과거 6반기 간 총자산이익률의 표준편차로 나누어 측정하며, 이 값이 작을수록 부도위험이 크다고 해석할 수 있다.⁸⁾ 주요 설명변수인 보호예금자비중(Protected depositor)은 예금보험제도에 의해 보호받는 예금자의 비중을 의미한다. 이는 예금액이 5천만 원 이하인 예금자 수를 총 예금자 수로 나눈 뒤 100을 곱한 값으로 계산에 사용한 자료는 예금보험공사로부터 제공받았다.

또한 대표이사와 사외이사의 사회적 관계가 저축은행의 부도거리(Z-score)와 보호예금자비중(Protected depositor)의 관계에 미치는 영향을 확인하고자 사회적관계터미(Social relation)를 사용하였다. 동 변수는 학연에 기초하여 사외이사의 독립성을 측정한 강운식, 국찬표(2012)의 연구를 참고하여 계산하였다. 사회적관계터미(Social relation)는 대표이사와 출신 대학교가 일치하는 사외이사의 수를 총 사외이사의 수로 나누어 그 값이 중앙값보다 클 경우 1, 같거나 작을 경우 0의 값을 가진다.⁹⁾ 이외에도 저축은행의 부도거리(Z-score)와 보호예금자비중(Protected depositor)의 관계에 사외이사의 학문적 전문성이 미치는 효과를 확인하고자 학문적전문성터미(Academic expertise)를 측정하였

8) 총자산이익률의 표준편차를 계산함에 있어 선행연구들은 각기 다른 기준을 적용하고 있으며 본 연구는 Yeyati and Micco(2007)를 참고하여 과거 6반기 간의 자료를 사용하였다.

9) 향후 연구를 통해 대표이사와 사외이사의 사회적 관계를 측정함에 있어 출신 대학과 함께 출신 학과 및 고등학교 등의 정보도 반영할 경우 보다 엄밀한 수준에서의 사회적 관계가 측정될 것으로 기대된다.

다. 학문적전문성더미(Academic expertise)는 박사학위를 보유한 사외이사 수를 총 사외이사 수로 나눈 값을 기준으로 그 값이 중앙값보다 클 경우 1, 같거나 작을 경우 0을 부여하였다.

본고에서 통제변수로 사용한 순이자수익비중(Nim), 은행규모(Size), 대손충당금비율(Allowance)은 김명서, 김요환(2008), 박경서, 정찬식(2015) 등의 연구를 참고하였다. 순이자수익비중(Nim)은 이자수익에서 이자비용을 뺀 값을 총자산으로 나눈 뒤 100을 곱하여 계산하며 저축은행의 수익성을 대리한다. 은행규모(Size)는 종업원 수에 자연로그를 취하여 기업규모를 측정한 김명서, 김요환(2008)의 연구와 동일한 방식을 사용하여 계산하였다. 대손충당금비율(Allowance)은 대손충당금을 총여신으로 나눈 값에 100을 곱해 산출하였으며 저축은행의 건전성 지표로 사용하였다.

이외에도 본 연구는 예금보험공사로부터 유동성비율(Liquidity)과 만기구조(Expiration Structure)변수를 제공받아 통제변수로 사용하였다. 유동성비율(Liquidity)은 예수금과 표지어음예수금, 차입금을 합한 값에서 지원자금차입금을 뺀 값을 현금, 예치금, 외국통화, 할인어음, 지준유가증권매도가능, 지준유가증권단기매매, 지준유가증권만기보유를 모두 더한 뒤 할인어음연체합계를 뺀 값으로 나눈 후에 100을 곱하여 측정되었다. 만기구조(Expiration)는 1년 이내 만기도래 자산의 총액을 1년 이내 만기도래 부채 총액으로 나눈 값에 100을 곱하여 계산되었다. 추가적으로 모든 변수는 상하 1% 수준에서 극단치를 조정(Winsorizing)한 후 분석에 사용하였다.

2. 표본선정

본 연구는 2010년부터 2016년 기간 동안의 저축은행을 대상으로 보호예금자비중(Protected depositor)과 부도위험의 관계를 분석하고자 한다. 또한 이러한 관계가 대표이사과 사외이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성 수준에 따라 상이하게 나타나는지 확인하고자 한다. 동 분석에 사용된 저축은행 자료는 금융감독원의 금융통계정보시스템과 예금보험공사로부터 제공받았다.¹⁰⁾ 저축은행의 보호예금자 관련 정보, 재무 및

10) 금융감독원 홈페이지의 금융통계정보시스템(<http://fisis.fss.or.kr>)을 이용하여 저축은행 재무자료를 수집하였으며, 그 외의 분석에 필요한 자료들은 예금보험공사로부터 제공받았다.

기타자료의 파악이 어려운 경우 표본에서 제외하였다. 또한 사외이사의 사회적 관계 및 학문적 전문성에 관한 분석의 경우 사외이사가 존재하지 않거나 사외이사의 사회적 관계와 학문적 전문성 측정에 필요한 데이터가 파악되지 않는 경우 표본에서 제외하였다.

한편 본 연구는 분석에 적합한 모형을 확인하고자 하우스만 검정(Hausman test)을 시행하였으며, 확률효과모형보다 고정효과모형이 효율적인 것으로 확인되어 고정효과모형을 사용하여 분석을 진행하였다. 이와 함께 본고는 강건성 분석을 위해 저축은행의 사외이사비율(Outside), BIS자기자본비율(BIS), 예대마진(Margin), 노동생산성(Labor productivity)을 추가 통제변수로 사용한 분석을 실시하였다. 또한 저축은행 부도위험의 대용변수로 부도거리(Z-score) 이외에 고정이하여신비율(NPL)과 연체대출비율(Overdue loan)을 사용한 분석도 진행하였다. 이외에도 기존 설명변수의 대용변수로 순보호예금비중(Net protected deposit)을 사용한 강건성 검증을 시행하였으며, 내생성과 관련하여 2단계 최소자승법(2SLS)도 실시하였다.

IV. 실증분석

1. 기술통계량 및 상관관계

본 연구의 기술통계량은 <Table 1>에 나타나 있다. 주요 설명변수인 보호예금자비중(Protected depositor)의 평균은 97.954로 나타났다. 사회적관계터미(Social relation)와 학문적전문성터미(Academic expertise)의 평균은 각각 0.187과 0.455로 나타나고 있다. <Table 2>는 피어슨 상관계수를 사용하여 변수들 사이에 존재하는 상관관계를 알아본 결과이다. 먼저 보호예금자비중(Protected depositor)과 부도거리(Z-score) 사이에는 1% 수준에서 음(-)의 상관관계가 통계적으로 유의하게 확인되었다. 이외에 통제 변수들 사이의 상관관계를 살펴본 결과 은행규모(Size)와 대손충당금비율(Allowance)간의 상관관계수 값이 0.0228로 가장 낮았으며 은행규모(Size)와 순이자수익비중(Nim) 사이의 계수 값이 0.4164로 가장 높게 나타났다.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics

Variable	Mean	Std.dev	P25	Median	P75
Z-score	24.726	29.705	3.705	14.931	36.156
Protected depositor	97.954	1.513	97.025	98.355	99.091
Social relation	0.187	0.390	0.000	0.000	0.000
Education expertise	0.455	0.499	0.000	0.000	1.000
Nim	2.166	1.328	1.513	1.979	2.639
Size	3.910	0.856	3.258	3.638	4.443
Liquidity	478.291	265.556	310.383	413.890	574.348
Allowance	8.350	6.488	4.154	6.458	9.941
Expiration structure	99.433	38.760	79.537	95.427	111.397

〈Table 2〉 Pearson Correlation

	Z-score	Protected depositor	Nim	Size	Liquidity	Allowance	Expiration structure
Z-score	1.0000						
Protected depositor	-0.2616*** (0.0000)	1.0000					
Nim	0.1776*** (0.0000)	0.1029*** (0.0016)	1.0000				
Size	-0.0616* (0.0601)	0.1526*** (0.0000)	0.4164*** (0.0016)	1.0000			
Liquidity	0.0849*** (0.0095)	-0.1048*** (0.0013)	0.2508*** (0.0000)	0.3156*** (0.0000)	1.0000		
Allowance	-0.3593*** (0.0000)	0.3063*** (0.0000)	-0.1621*** (0.0000)	0.0228 (0.4864)	-0.2312*** (0.0000)	1.0000	
Expiration structure	0.1552*** (0.0000)	0.0265 (0.4194)	-0.1463*** (0.0000)	-0.2607*** (0.0000)	-0.2564*** (0.0000)	0.1234*** (0.0002)	1.0000

Note: This table shows the Pearson correlations of variables. The numbers in the square brackets are *p*-value and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

2. 회귀분석

보호예금자비중(Protected depositor)이 상승하면 저축은행의 부도위험이 증가할 것이라는 본고의 가설에 대한 실증분석 결과는 <Table 3>를 통해 확인할 수 있다. 분석 결과에 따르면 모형 (1) ~ (3) 에서 모두 일관되게 보호예금자비중(Protected depositor)과 부도거리(Z-score) 사이에 음(-)의 관련성이 통계적으로 유의하게 확인되었다. 이는 Ioannidou and Penas(2010), Le(2013) 등의 연구와 일관된 결과로, 보호예금자의 비중이 높을수록 경영진의 위험추구성향이 효율적으로 견제되지 않을 수 있음을 시사한다.

<Table 4>는 분석결과의 강진성을 확인하기 위해 추가 통제변수를 사용하여 분석한 결과를 보여준다. 김병곤, 김동욱(2009), 위정범, 김영식(2015)은 사외이사비율과 기업 위험의 관계를 분석하여 이들 사이에 유의한 음(-)의 관련성이 존재함을 확인하였다. 이에 본 연구는 저축은행의 사외이사비율이 부도위험에 미치는 영향을 통제하고자 사외이사비율(Outside)을 추가 통제변수로 사용하였다. 또한 본고는 전선애, 이민환(2008), 박경서, 정찬식(2015) 등의 연구를 참고하여 BIS자기자본비율(BIS), 예대마진(Margin), 노동생산성(Labor productivity)을 통제변수로 추가하였다.¹¹⁾ 추가통제변수를 사용한 후에도, 상기의 분석결과와 같이 보호예금자비중(Protected depositor)은 모든 모형에서 부도거리(Z-score)와 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 가졌다.¹²⁾

11) 사외이사비율(Outside) 변수는 사외이사의 수를 이사의 총 수로 나눈 값에 100을 곱하여 계산하며 사외이사가 존재하지 않는 저축은행의 경우 0의 값을 가진다. BIS자기자본비율(BIS)은 저축은행의 위험가중자산으로 자기자본을 나눈 뒤 100을 곱해 측정하였다. 예대마진(Margin)은 총대출금의 가중평균금리에서 총예금의 가중평균금리를 빼서 계산하였다. 노동생산성(Labor productivity)은 저축은행의 당기순이익을 임직원 수로 나누어 측정하였으며 단위는 억 원이다.

12) 본 연구는 배수현(2017a)의 연구를 참고하여 대주주 지분율이 50% 이상인 경우 1, 그 외 0의 값을 갖는 지배주주더미(Controlling shareholder)를 통제변수로 추가한 분석도 진행하였다. 분석결과는 <Appendix table 1>을 통해 제시해주었으며 pooled OLS, BE 모형, 확률효과모형, 고정효과모형에서 모두 기존의 분석과 일관성을 가졌다.

〈Table 3〉 The Effect of Protected Depositor on Z-score

	Z-score		
	(1)	(2)	(3)
Protected depositor	-2.600** (-2.48)	-2.887*** (-2.75)	-2.610** (-2.49)
Nim	0.916 (0.90)	1.663 (1.55)	1.420 (1.32)
Size		-5.473* (-1.90)	-5.902** (-2.01)
Liquidity		0.003 (0.81)	0.003 (0.78)
Allowance	-0.405*** (-2.87)		-0.445*** (-3.11)
Expiration structure	0.058*** (2.76)		0.052** (2.49)
Constant	Included	Included	Included
SBank fixed effect	Included	Included	Included
Year fixed effect	Included	Included	Included
R ²	0.064	0.051	0.069
N	933	933	933

Note: This table shows the effect of protected depositor on Z-score. The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

〈Table 4〉 The Effect of Protected Depositor on Z-score: Control Variables

	Z-score		
	(1)	(2)	(3)
Protected depositor	-2.853*** (-2.76)	-2.613** (-2.52)	-2.927*** (-2.86)
Nim	0.082 (0.08)	1.323 (1.25)	0.173 (0.16)
Size	-10.099*** (-3.37)	-6.477*** (-2.20)	-9.726*** (-3.24)
Liquidity	0.004 (1.03)	0.004 (1.10)	0.005 (1.36)
Allowance	-0.323** (-2.05)	-0.384*** (-2.68)	-0.376** (-2.40)

Expiration structure	0.041* (1.95)	0.032 (1.51)	0.023 (1.11)
Outside		0.019 (0.31)	-0.018 (-0.29)
BIS		0.405*** (4.63)	0.396*** (4.23)
Margin	1.699*** (4.96)		1.684*** (4.92)
Labor productivity	1.086** (2.16)		0.196 (0.36)
Constant	Included	Included	Included
SBank fixed effect	Included	Included	Included
Year fixed effect	Included	Included	Included
R ²	0.099	0.093	0.119
N	933	933	933

Note: This table shows the effect of protected depositor on Z-score when add control variables. The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

이어서 보호예금자비중(Protected depositor)과 부도거리(Z-score) 간 내생성의 문제를 고려하기 위해 도구변수를 이용한 2단계 최소자승법 모형(2SLS)을 활용하였다. 도구변수로는 저축은행이 처음 표본에 포함된 연도의 보호예금자비중(Initial_protected depositor)을 사용하였다.¹³⁾ 동 변수는 종속변수와 충분한 시차를 두고 있어 부도거리(Z-score)의 영향을 받는다고 보기 어렵기 때문에, 초기_보호대상예금자비중(Initial_protected depositor)은 도구변수로써 적합할 수 있다.¹⁴⁾ 또한 초기_보호대상예금자비중(Initial_protected depositor)의 F값이 801.789로 10보다 매우 큰 값을 가져 도구변수로써의 적합성을 확인할 수 있다.¹⁵⁾ 분석결과, 모형 (2)에서 추정보호예금자비중(Predicted protected depositor) 변수는 부도거리(Z-score)와 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 가져 내생성을 고려한 후에 도 기존 분석과 일관된 결과를 살펴볼 수 있었다.

13) 해당 도구변수 설정에 있어 Ghoul, Guedhami, Kwok and Mishra(2011)의 연구를 참고하였다.

14) 그러나 김준성(2019)의 주장과 같이 완벽히 외생성을 갖춘 도구변수를 찾는 것은 현실적으로 어려움이 크다. 따라서 본 연구에서 사용한 도구변수 역시 완벽하다고 할 수 없다는 한계점을 가진다.

15) 민인식, 최필선(2008)에 의하면 도구변수의 F값이 10보다 클 경우 해당 도구변수는 내생 변수와 적절한 상관관계를 가지는 것으로 판단된다.

〈Table 5〉 The Effect of Protected Depositor on Z-score: 2SLS

	First stage	Second stage
	Protected depositor	Z-score
	(1)	(2)
Predicted protected depositor		-4.263*** (-4.78)
Initial_protected depositor	0.645*** (28.32)	
Nim	-0.073** (-2.07)	3.885*** (4.39)
Size	0.086 (1.38)	-4.335*** (-2.75)
Liquidity	-0.000* (-1.87)	0.004 (1.13)
Allowance	0.050*** (8.26)	-1.130*** (-7.09)
Expiration structure	0.003*** (2.65)	0.052** (1.99)
Outside	0.007*** (3.81)	0.139*** (3.27)
BIS	-0.006** (-2.31)	0.530*** (7.66)
Margin	0.058*** (4.59)	0.272 (0.82)
Labor productivity	0.036* (1.74)	0.420 (0.80)
Constant	Included	Included
R ²	0.568	0.286
N	933	933

Note: This table shows the effect of protected depositor on Z-score using two-stage least squares(2SLS). The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

〈Table 6〉에서는 연구결과의 강건성을 확인하기 위해 부도거리(Z-score) 이외에 저축 은행의 부도위험을 대용할 수 있는 종속변수를 사용하였다. 이에 전선애, 이민환(2008), 이진호(2016), 배수현(2017b) 등의 연구를 참고하여 고정이하여신비율(NPL)과 연체대출 비율(Overdue loan)을 활용하였다.¹⁶⁾ 분석결과, 고정이하여신비율(NPL)을 종속변수로

16) 고정이하여신비율(NPL)은 고정이하여신을 총여신으로 나눈 뒤 100을 곱하여 계산하였으며, 연

활용한 모형 (1)과 연체대출비율(Overdue loan)을 부도위험의 대용변수로 사용한 모형 (3)에서 모두 보호예금자비중(Protected depositor)의 계수 값이 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가졌다. 이러한 결과는 보호예금자비중과 부도위험 사이의 양(+)의 관계를 예상한 본 연구의 가설을 지지한다.

이어서 본 연구는 <Table 6>의 모형 (2), (4)에서 보호예금자비중(Protected depositor) 변수 대신 순보호예금비중(Net protected deposit)을 설명변수로 사용하여 분석결과와 강건성을 확인하였다. 이때 순보호예금비중(Net protected deposit)은 저축은행의 총 예금액에서 예금보험제도를 통해 보호받고 있는 예금액이 차지하는 비중으로 측정하였다. 분석결과에 따르면 모형 (2)와 (4)에서 순보호예금비중(Net protected deposit)은 저축은행의 부도위험과 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타나 상기의 결과와 일관성을 가졌다.

<Table 6> The Effect of Protected Depositor on NPL and Overdue Loan

	NPL		Overdue loan	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Protected depositor	1.044*** (5.15)		1.163*** (4.74)	
Net protected deposit		9.235*** (3.17)		11.489*** (3.26)
Nim	-1.247*** (-5.85)	-1.237*** (-5.62)	-3.147*** (-12.22)	-2.961*** (-11.09)
Size	-1.319** (-2.22)	-1.278** (-2.09)	-1.155 (-1.61)	-1.328* (-1.79)
Liquidity	-0.001 (-1.28)	-0.001 (-1.00)	-0.000 (-0.21)	-0.000 (-0.04)
Allowance	1.325*** (42.79)	1.349*** (40.15)	0.921*** (24.59)	0.914*** (22.43)
Expiration structure	-0.005 (-1.19)	-0.011** (-2.32)	-0.010* (-1.93)	-0.016*** (-2.93)
Outside	0.007 (0.55)	-0.004 (-0.28)	0.021 (1.45)	0.019 (1.24)
BIS	-0.046**	-0.024	-0.043*	-0.009

체대출비율(Overdue loan)은 연체대출액을 총여신으로 나눈 값에 100을 곱하여 측정하였다.

	(-2.49)	(-1.18)	(-1.93)	(-0.38)
Margin	0.003 (0.04)	-0.004 (-0.05)	0.214*** (2.61)	0.225*** (2.69)
Labor productivity	-0.308*** (-2.88)	-0.272** (-2.02)	0.391*** (3.02)	0.246 (1.50)
Constant	Included	Included	Included	Included
SBank fixed effect	Included	Included	Included	Included
Year fixed effect	Included	Included	Included	Included
R ²	0.837	0.811	0.716	0.701
N	933	844	933	844

Note: This table shows the effect of protected depositor on NPL and overdue loan. In addition, this table shows the effect of net protected deposit on NPL and overdue loan. The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

이어서 <Table 7>, <Table 8>에서는 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성 수준에 따라 보호예금자비중(Protected depositor)과 부도위험의 관계가 차별적으로 나타나는지 확인하고자 한다. 이를 위해 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성 측정에 필요한 자료가 확보되지 않거나 사외이사가 존재하지 않는 경우는 표본에서 제외하였다. <Table 7>의 모형 (1)에서는 대표이사와 사외이사의 출신 대학교 일치 정도가 높은 집단을 대상으로 분석을 실시하였으며, 모형 (2)에서는 반대 집단을 대상으로 분석을 실시하였다.¹⁷⁾ 분석결과, 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 수준이 낮은 집단에 비해 높은 집단에서 보호예금자비중(Protected depositor)의 부도위험 증가효과가 더욱 큰 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 이는 대표이사와 사외이사의 사회적 관계가 강한 저축은행의 경우 사외이사가 경영진을 효율적으로 모니터링하지 못하여 보호예금자비중 상승에 따른 경영진의 위험추구성향이 심화된 결과로 보인다.

17) 본 연구가 이러한 분석을 실시한 이유는 교차항 분석 시 독립변수들 사이에 상관관계가 높게 나타나 심각한 다중공선성 문제가 우려되기 때문이다. 이와 동일한 이유로 사외이사의 학문적 전문성에 관한 분석의 경우에도 학문적 전문성 수준에 따라 표본을 나누어 분석하였다.

18) 이러한 결과는 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 변수 측정 시 이사회회의 규모를 고려하기 위해 총 이사의 수를 분모로 사용한 경우에도 일관되었다.

〈Table 7〉 The Effect of Protected Depositor on Z-score:
Social Relation between CEO and Outside Directors

	Z-score	
	Strong social relation	Weak social relation
	(1)	(2)
Protected depositor	-9.803* (-1.93)	-4.925** (-2.18)
Nim	-2.377 (-0.43)	2.788 (1.34)
Size	-37.653* (-1.86)	-9.697 (-1.63)
Liquidity	0.012 (1.55)	0.007 (1.16)
Allowance	0.339 (0.76)	-0.232 (-0.85)
Expiration structure	-0.062 (-0.87)	0.044 (0.97)
Outside	0.056 (0.13)	-0.227 (-1.48)
BIS	0.350 (0.46)	0.327* (1.91)
Margin	1.825* (1.75)	0.933 (1.44)
Labor productivity	0.204 (0.12)	0.954 (1.19)
Constant	Included	Included
SBank fixed effect	Included	Included
Year fixed effect	Included	Included
R ²	0.530	0.166
N	64	279

Note: This table shows the relationship between protected depositor and Z-score using sample split by social relation. Columns (1) and (2) respectively restrict the sample to the set if banks have higher value of social relation (between CEO and outside directors) than the median or lower/equal value of social relation than the median. The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

〈Table 8〉은 박사학위 보유 여부를 토대로 측정된 사외이사의 학문적 전문성이 저축은행 부도위험과 보호예금자비중(Protected depositor)의 관계에 미치는 영향을 분석한 결

과이다. 모형 (1)은 사외이사의 학문적 전문성 수준이 낮은 집단을 대상으로 분석한 결과이며, 반대 집단을 대상으로 한 분석결과는 모형 (2)를 통해 확인할 수 있다. 분석결과, 모형 (1), (2)에서 모두 보호예금자비중(Protected depositor)과 부도거리(Z-score) 사이에 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성이 발견되었으며 보호예금자비중(Protected depositor)의 계수 값 역시 유사하게 나타났다.¹⁹⁾ 이러한 결과는 <Table 7>과 달리 사외이사의 학문적 전문성은 보호예금자비중과 부도거리의 관계에 차별적인 영향을 미치지 않음을 보여준다.

<Table 8> The Effect of Protected Depositor on Z-score:
Academic Expertise of Outside Directors

	Z-score	
	Low academic expertise	High academic expertise
	(1)	(2)
Protected depositor	-5.717** (-2.47)	-5.876** (-2.43)
Nim	0.964 (0.40)	2.832 (0.95)
Size	-0.205 (-0.02)	-19.150** (-2.55)
Liquidity	0.010** (2.17)	0.010 (1.22)
Allowance	-0.114 (-0.33)	-0.341 (-1.14)
Expiration structure	0.115* (1.94)	0.043 (0.75)
Outside	-0.128 (-0.80)	0.154 (0.79)
BIS	-0.158 (-0.46)	0.394* (1.77)
Margin	0.945 (1.50)	0.037 (0.04)
Labor productivity	2.039** (2.09)	0.198 (0.20)
Constant	Included	Included

19) 사외이사의 전문성 변수 측정과 관련하여 총 이사의 수를 분모로 사용한 경우 역시 일관된 결과가 나타났다.

SBank fixed effect	Included	Included
Year fixed effect	Included	Included
R ²	0.214	0.204
N	255	213

Note: This table shows the relationship between protected depositor and Z-score using sample split by academic expertise. Columns (1) and (2) respectively restrict the sample to the set if banks have lower/equal value of academic expertise than the median or higher value of academic expertise than the median. The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

V. 결론

최근 수년간 저축은행의 보호대상 예금자는 지속적으로 증가하고 있으나 이와 관련한 학문적 관심은 부족하다. 이에 본 연구는 2010년부터 2016년 기간 동안의 저축은행 자료를 사용하여 보호예금자비중과 저축은행 부도위험의 관계를 분석하였다. 또한 본고는 보호대상 예금자비중과 부도위험의 관계에 있어 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성이 미치는 영향에 대해서도 살펴보았다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 보호예금자비중과 저축은행의 부도위험 사이에는 유의한 양(+)의 관계가 확인되었다. 이러한 결과는 예금 전액을 보호받아 저축은행을 감시할 유인이 적은 보호예금자의 비중이 높은 저축은행일수록 부도위험이 높게 나타남을 의미한다. 둘째, 대표이사와 사외이사의 사회적 관계 수준이 높은 저축은행의 경우 그렇지 않은 저축은행에 비해 보호예금자비중의 부도위험 증가 효과가 더욱 크게 나타났다. 이는 대표이사와 사외이사의 출신 대학 일치 정도가 높을수록 사외이사의 경영진 모니터링 기능이 효과적으로 수행되지 않아 보호예금자비중의 상승에 따른 경영진의 위험추구성향이 강화될 수 있음을 시사한다. 셋째, 사외이사의 학문적 전문성은 보호예금자비중과 부도위험의 관계에 차별적인 영향을 미치지 않았다.

본 연구는 그 동안 연구가 매우 미흡하였던 저축은행의 보호예금자비중과 부도위험의 관계를 분석하고, 더 나아가 해당 분석에 있어 사외이사와 대표이사의 사회적 관계 및 사외이사의 학문적 전문성이 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 의의를 가진다. 그럼에도

불구하고 본고는 자료수집의 제약으로 인해 보다 엄격한 수준에서 대표이사와 사외이사의 사회적 관계를 고려하지 못했다는 한계를 지닌다. 향후에는 이와 같은 한계점을 보완한 연구가 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

- 강윤식·국찬표 (2012), “사외이사의 독립성과 기업가치”, **재무연구**, 제25권 제3호, 한국재무학회, pp. 451-498.
- (Translated in English) Kang, Y., and C., Kook (2012). “The Effect of Independent Outside Directors on Firm Value”, *Asian Review of Financial Research*, 25(3):451-498.
- 금융감독원, 금융통계정보시스템(<http://fisis.fss.or.kr>).
- (Translated in English) Financial Supervisory Service, Financial Statistics Information System(<http://fisis.fss.or.kr>).
- 금융위원회 (2011), **저축은행비리 의혹 진상규명을 위한 국정조사특별위원회 현황 보고**.
- (Translated in English) Financial Services Commission (2011). *Report on the Status of the Special Committee on National Investigation to Find Out the Allegations of Corruption in Savings Banks*.
- 김동률 (2009), “사외이사의 특성과 감사품질”, **국제회계연구**, 제25집, 한국국제회계학회, pp. 19-44.
- (Translated in English) Kim, D. (2012). “Characteristics on the Audit Service Quality”, *Korea International Accounting Review*, 25:19-44.
- 김민혁·김남현 (2019), “예금자보호한도 초과예금의 증가가 저축은행의 경영위험에 미치는 영향”, **재무관리연구**, 제36권 제3호, 한국재무관리학회, pp. 29-61.
- (Translated in English) Kim, M., and N., Kim (2019). “The Effects of Excess Deposits of the Deposit Coverage Limit on Savings Bank Risk”, *The Korean Journal of Financial Management*, 36(3):29-61.
- 김명서·김요환 (2008), “환경친화기업의 환경정보 공시가 기업가치에 미치는 영향”, **대한경영학회지**, 제21권 제6호, 대한경영학회, pp. 2655-2679.
- (Translated in English) Kim, M., and Y., Kim (2008). “The Impact of Environmental Disclosure of Environment Friendly Firms on Firm

- Value”, *Korean Journal of Business Administration*, 21(6):2655-2679.
- 김병곤·김동욱 (2009), “한국기업의 지배구조와 자본구조가 기업가치에 미치는 영향-패널 2SLS분석을 이용하여”, **산업경제연구**, 제22권 제4호, 한국산업경제학회, pp. 1593-1620.
- (Translated in English) Kim, B., and D., Kim (2009). “Affect of Corporate Governance and Capital Structure on Corporate Value:2SLS Analysis Using Panel Data”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 22(4):1593-1620.
- 김용구 (2002), “사외이사제도에 관한 연구”, **기업법연구**, 제10집, 한국기업법학회, pp. 347-372.
- (Translated in English) Kim, Y. (2002). “A Study on the Outside Director”, *Business Law Review*, 10:347-372.
- 김준성 (2019), “인과 도구 변수와 조종자 그리고 인과 이행성의 관계”, **논리연구**, 제22권 제1호, 한국논리학회, pp. 183-209.
- (Translated in English) Kim, J. (2019). “Causal Instrumental Variables, Intervention, and Causal Transitivity”, *Korean Journal of Logic*, 22(1):183-209.
- 김찬웅·배성환 (2001), “금융기관 위험에 기초한 예금보험료를 결정에 관한 연구”, **재무관리연구**, 제18권 제2호, 한국재무관리학회, pp. 99-123.
- (Translated in English) Kim, C., and S., Bae (2001). “A Study on the Pricing of Risk Based Deposit Insurance Premium in Korea”, *The Korean Journal of Financial Management*, 18(2):99-123.
- 민인식·최필선 (2008), **STATA 기초통계와 회귀분석**, 초판, 한국STATA학회.
- (Translated in English) Min, I., and P., Choi (2008). *STATA Basic Statistics and Regression Analysis*, First Edition, The Korean Association of STATA.
- 박경서·정찬식 (2015), “지배주주 지분율이 저축은행의 고위험 추구 행태에 미치는 영향에 관한 연구”, **증권학회지**, 제44권 제5호, 한국증권학회, pp. 829-854.

- (Translated in English) Park, K., and C., Jung (2015). "A Study on the Effects of Controlling Shareholders' Ownership on the Risk-Taking Behaviors of Savings Banks in Korea", *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 44(5):829-854.
- 배수현 (2017a), "저축은행 소유구조와 경영성과에 관한 연구", **경영교육연구**, 제32권 제3호, 한국경영교육학회, pp. 47-68.
- (Translated in English) Bae, S. (2017). "A Empirical Study on the Relation of the Ownership Structure and Management Performance of Savings Banks", *Korean Business Education Review*, 32(3):47-68.
- ____ (2017b), "저축은행 가계대출 확대에 따른 성과분석", **전산회계연구**, 제15권 제2호, 한국전산회계학회, pp. 59-76.
- (Translated in English) Bae, S. (2017). "The Effects of Household Loan on Savings Bank Performance", *Korean Computers and Accounting Review*, 15(2):59-76.
- 서영미·이호영·고재민 (2010), "사외이사 특성과 성과에 근거한 경영자 보상과의 상관관계", **회계와 정책연구**, 제15권 제1호, 대한회계학회, pp. 1-31.
- (Translated in English) Seo, Y., H., Lee, and J., Goh (2010). "Association between Outside Directors' Characteristics and Management Compensation Based on Firm Performance", *Review of Accounting and Policy Studies*, 15(1):1-31.
- 심명화 (2018), "저축은행과 예금자 규율", **재무관리연구**, 제35권 제1호, 한국재무관리학회, pp. 83-120.
- (Translated in English) Sim, M. (2018). "Depositor Discipline in Korean Savings Banks", *The Korean Journal of Financial Management*, 35(1):83-120.
- 예금보험공사, 저축은행 예금동향자료(<http://www.kdic.or.kr/save/indicator.do>).
- (Translated in English) Korea Deposit Insurance corporation, Savings Banks

Deposit Trend Data(<http://www.kdic.or.kr/save/indicator.do>).

원재환 (2006), “예금보험제도가 은행의 위험추구와 최적재무구조 그리고 기업가치에 미치는 영향”, **보험학회지**, 제75권, 한국보험학회, pp. 135-168.

(Translated in English) Won, J. (2006). “The Impact of Financial Deposit Insurance on the Risk-taking, Optimal Capital Structure, and Firm Value of Banks”, *Korean Journal of Insurance*, 75:135-168.

위정범·김영식 (2015), “은행의 소유·지배구조와 위험”, **금융안정연구**, 제16권 제2호, 예금보험공사, pp. 70-105.

(Translated in English) Wee, J., and Y., Kim (2015). “The Ownership-Governance Structure and Risk Appetite of a Bank”, *Financial Stability Studies*, 16(2):70-105.

유순미 (2015), “금융기관지배구조가 내부통제품질에 미치는 영향: 상호저축은행의 최대 주주 지분율을 중심으로”, **경영과 정보연구**, 제34권 제5호, 대한경영정보학회, pp. 277-293.

(Translated in English) Yu, S. (2015). “The Impact of Block shareholder on Quality of Internal Control in Korea’s Mutual Savings Banks”, *Management & Information Systems Review*, 34(5):277-293.

이진호 (2016), “국내 은행의 고액예금자는 시장규율을 작동하는가?”, **Financial Planning Review**, 제9권 제1호, 한국FP학회, pp. 1-21.

(Translated in English) Lee, J. (2016). “Do the Rich Depositors Work Market Discipline in Korean Banks?”, *Financial Planning Review*, 9(1):1-21.

임혜경·조은영·고상연 (2014), “사외이사의 전문성이 기업가치와 경영성가에 미치는 영향”, **세무회계연구**, 제39권, 한국세무회계학회, pp. 83-102.

(Translated in English) Lim, H., E., Cho, and S., Ko (2014). “Influence of Outside Director’s Expertise on Firm Value and Business Performance”, *Tax Accounting Research*, 39:83-102.

전선애·이민환 (2008), “상호저축은행의 소유·지배구조가 경영성과 및 위험도에 미치는 영향”, *보험금융연구*, 제19권 제3호, 보험연구원, pp. 229-261.

(Translated in English) Chun, S., and M., Lee (2008). “Ownership Structure·Governance, Firm Performance and Risk taking of the Mutual Saving Banks in Korea”, *Journal of Insurance and Finance*, 19(3):229-261.

정운찬·송홍선 (2007), *예금보험론*, 전정판, 서울대학교출판부.

(Translated in English) Jung, U., and H., Song (2007). *Deposit Insurance*, Wholly Revised Edition, Seoul National University Press.

정쾌영 (2011), “사외이사제도의 개선 방향”, *기업법연구*, 제25권 제3호, 한국기업법학회, pp. 119-143.

(Translated in English) Jung, K. (2011). “A Proposal for the Improvement of the Outside Director System”, *Business Law Review*, 25(3):119-143.

한상섭·이병윤 (2012), *우리나라 은행의 자금조달 구조가 은행수익성 및 경영안정성에 미치는 영향*, 한국금융연구원.

(Translated in English) Han, S., and B., Lee (2012). *The Effect of Funds Raising Structure of Banks in Korea on Bank Profitability and Business Stability*, Korea Institute of Finance.

Adams, R., and D., Ferreira (2007). “A Theory of Friendly Boards”, *Journal of Finance*, 62(1):217-250.

Andres, P., and E., Vallengado (2008). “Corporate Governance in Banking: The Role of the Board of Directors”, *Journal of Banking & Finance*, 32(12):2570-2580.

Demirguc-Kunt, A., and E., Detragiache (2002). “Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49(7):1373-1406.

- Eichengreen, B., and C., Arteta (2002). *Banking Crises in Emerging Markets: Presumptions and Evidence*, In Blejer, M. I., and M., Skreb(Eds.), *Financial Policies in Emerging Markets*, MIT Press.
- Ghoul, S., Guedham, C., Kwok, and D., Mishra (2011). "Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital?", *Journal of Banking & Finance*, 35(9):2388-2406.
- Gropp, R., and J., Vesala (2004). "Deposit Insurance, Moral Hazard and Market Monitoring", *Review of Finance*, 8(4):571-602.
- Hovakimian, A., E., Kane and L., Laeven (2002). "How Country and Safety-Net Characteristics Affect Bank Risk-Shifting", *Working Paper*, National Bureau of Economic Research.
- Ioannidou, V., and M., Penas (2010). "Deposit Insurance and Bank Risk-Taking: Evidence from Internal Loan Ratings", *Journal of Financial Intermediation*, 19(1):95-115.
- Karels, G., and C., McClatchey (1999). "Deposit Insurance and Risk-Taking Behavior in the Credit Union Industry", *Journal of Banking & Finance*, 23(1):105-134.
- Laeven, L., and R., Levine (2009). "Bank Governance, Regulation and Risk Taking", *Journal of Financial Economics*, 93(2):259-275.
- Le, M. (2013). "Deposit Insurance Adoption and Bank Risk-Taking: the Role of Leverage", *Working Paper*, Paris School of Economics.
- Nguyen, B., and K., Nielsen (2010). "The Value of Independent Directors: Evidence from Sudden Deaths", *Journal of Financial Economics*, 98(3):550-567.
- Yermack, D. (1996). "Higher Market Valuation of Companies with a Small Board of Directors", *Journal of Financial Economics*, 40(2):185-211.
- Yeyati, E., and A., Micco (2007). "Concentration and Foreign Penetration in

Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk”,
Journal of Banking & Finance, 31(6):1633-1647.

Appendix

〈Appendix table 1〉 Controlling Shareholder

	Z-score			
	Pooled OLS	Between effects	Random effects	Fixed effects
	(1)	(2)	(3)	(4)
Protected depositor	-2.901*** (-4.65)	-3.387* (-1.88)	-1.916*** (-2.90)	-3.068*** (-2.99)
Nim	3.614*** (4.01)	5.654** (2.44)	1.653* (1.76)	0.548 (0.50)
Size	-4.513*** (-2.88)	-2.685 (-0.70)	-6.664*** (-3.28)	-10.052*** (-3.35)
Liquidity	0.005 (1.30)	-0.001 (-0.13)	0.004 (1.18)	0.005 (1.38)
Allowance	-1.168*** (-7.51)	-1.441*** (-3.31)	-0.464*** (-3.20)	-0.354** (-2.26)
Expiration structure	0.046* (1.78)	0.078 (0.79)	0.031 (1.49)	0.023 (1.06)
Outside	0.154*** (3.62)	0.128 (1.12)	0.065 (1.25)	-0.013 (-0.22)
BIS	0.549*** (7.95)	0.464** (2.36)	0.484*** (5.97)	0.401*** (4.29)
Margin	0.147 (0.46)	-0.709 (-0.92)	1.105*** (3.74)	1.689*** (4.94)
Labor productivity	0.511 (0.97)	1.400 (1.47)	0.372 (0.81)	0.291 (0.54)
Controlling shareholder	-3.213* (-1.79)	0.204 (0.04)	-5.613** (-2.29)	-6.079* (-1.95)
Constant	Included	Included	Included	Included
SBank fixed effect	Excluded	Excluded	Excluded	Included
Year fixed effect	Excluded	Excluded	Excluded	Included
R ²	0.292	0.510	0.237	0.123
N	932	932	932	932

Note: This table shows the effect of protected depositor on Z-score when add controlling shareholder variable. Columns (1), (2), (3) and (4) are respectively pooled OLS model, between effects model, random effects model and fixed effects model. The numbers in the square brackets are t-statistics and ***, **, * mean the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of protected depositors' proportion on the default risks of savings banks. This study also analyzes how the social relation between CEO and outside directors and academic expertise of outside directors effect on the relationship between protected depositor ratio and default risks. The empirical results are summarized as follows. First, the proportion of protected depositors has a significant and positive effect on default risk. Second, the positive relationship between protected depositor ratio and default risks is higher in the group where social relation (between CEO and outside directors) is strong than weak group. Third, the academic expertise level of outside directors does not have a discriminatory effect on the relationship between protected depositors' proportion and savings banks' default risks. Our results suggest that savings banks with a high proportion of protected depositors who has low incentive to monitor savings banks have a high probability of insolvency.

※ **Key words:** Savings banks, Protected depositor ratio, Default risk, Social relation, Academic expertise

위험회피성향과 보험수요의 이론 및 실제*

A Theory and Practice on the Association between Risk Aversion and Insurance Consumption

김 대 환**

Daehwan Kim

위험회피성향이 강할수록 보장성보험의 수요가 증가한다는 보험경제학 이론의 개발 이후 이론적 가설을 실증적으로 증명하려는 시도는 꾸준히 이루어져 왔다. 하지만 이론을 증명해 온 선행연구들은 데이터의 한계로 인해 모집단을 대표하지 못하거나 개인의 위험회피성향을 측정하기 위한 별도의 설문문항이 부재하다는 한계가 있었다.

반면 본 연구는 개인의 위험회피성향을 측정할 수 있는 별도의 설문문항이 존재하는 동시에 모집단을 대표할 수 있는 재정패널조사를 활용하였다. 분석 결과, 위험회피성향이 강할수록 상해, 질병, 사망 등을 보장하는 보장성보험의 수요가 증가하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 측정한 위험회피성향이 개인의 실제 위험회피성향을 적절히 반영하고 있는지 여부를 추가 분석한 결과와 다수의 관련 선행연구를 비교한 결과, 위험회피성향 변수가 신뢰할 수 있는 정보라고 결론 내릴 수 있었다. 그럼에도 불구하고 단 하나의 설문문항만으로 위험회피성향을 측정하고 있기 때문에 측정 차원의 신뢰도나 타당도가 낮을 수 있으므로 향후 개인의 위험회피성향을 측정할 수 있는 설문문항을 추가하여 재분석을 시도할 필요가 있겠다.

국문 색인어: 위험회피성향, 보험수요, 민영보험, 정보의 비대칭

한국연구재단 분류 연구분야 코드: CC030805, C120304

* 본 논문은 동아대학교 교내연구비 지원을 받아 작성되었다.

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

논문 투고일: 2019. 10. 09, 논문 최종 수정일: 2019. 11. 12, 논문 게재 확정일: 2019. 11. 22

I. 연구배경과 목적

2018년 말 기준 생명보험과 손해보험을 합한 총 자산은 1,155조 2,388억 원(생명보험 857.2조 원, 손해보험 298.0조 원), 2018년 한해 수입보험료는 201.9조 원(생명보험 110.8조 원, 손해보험 91.1조 원) 및 당기순이익은 6.6조 원(생명보험 4.0조 원, 손해보험 2.6조 원)에 달한다(보험연구원, 2019). ‘보험이 없으면 경제도 없다’는 말처럼 보험산업은 경제규모와 밀접한 관련이 있으며, 세계 보험시장에서 한국 보험시장의 위치는 세계경제에서 한국이 차지하는 위상과 유사하다. 2017년 말 기준 한국의 경제규모는 1조 6,194억 달러(USD)로 세계 12위였는데, 한국의 수입보험료 규모는 세계 7위¹⁾²⁾, 보험밀도(Insurance density)³⁾는 14위, 보험침투도(Insurance penetration)⁴⁾는 세계 5위였다(Swiss Re, 2018). 보험산업은 고객을 직접 대면하는 특성으로 인해 한 나라의 고용 측면에서도 매우 중요한 역할을 담당하고 있다. 한국의 경우, 전속설계사만 하더라도 20만 명 정도(생명보험 9만 5,679명, 손해보험 8만 96명)에 달한다(보험연구원, 2019).

보험 관련한 연구는 당연히 해당 나라의 보험산업 규모와 비례하는 경향이 강하다. 보험 수요 측면에서의 연구는 위험회피도와 연계한 시도가 주를 이루는데, 주로 보험시장이 가장 큰 미국에서 관련 연구가 가장 활발하다. 1960년대 Yarri(1964)와 Hakansson(1969)이 위험회피성향이 강한 사람일수록 보험수요를 증가시킨다는 보험수요이론을 소개한 뒤 수많은 이론 연구가 뒤를 이었다. 최근에는 이론을 실증적으로 증명하려는 시도들이 주를 이루고 있는데, 한국은 보험시장의 규모와 달리 위험회피성향과 보험수요를 연계한 실증 연구가 거의 이루어지지 못했다.

이에 본 연구에서는 위험회피성향에 따른 보험수요를 개별 소비자 차원에서 분석하고자 한다. 후술하겠지만 동 연구주제는 국내에서 시도된 바 없으며, 특히 이론의 실증적 연구는 학문적으로도 중요할뿐더러 보험소비자의 행태분석에 기반을 둔 마케팅 전략의 수립 등 실무적 차원에서도 중요하다.

1) <http://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2018092710177629218>

2) 181,218 million dollar(백만 달러)

3) 1인당 보험료를 의미하며, 2017년 \$3,522였다.

4) GDP(국내총생산) 대비 수입보험료를 의미하며, 2017년 11.57%였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 관련 선행연구를 살펴보고, 제3장에서 실증 분석모형과 자료를 소개한다. 제4장은 실증분석 결과이며, 제5장은 결론 및 시사점이다.

II. 선행연구

보험수요에 대한 대부분의 연구는 Rothschild-Stiglitz(1976), Yari(1964), 그리고 Hakansson(1969)의 이론적 모델에 기반을 두고 있다. 경제학에서는 경제주체를 위험회피적(Risk averse)라고 가정하며, 보험경제학에서는 수요자(보험가입자)가 본인의 리스크(Risk) 또는 위험회피성향에 대해 공급자(보험회사)보다 더 많은 정보를 보유한 비대칭(Asymmetric information)을 가정한다. 즉 보험회사는 가입자의 리스크 수준이나 위험회피성향에 대한 정보를 파악하기 위해 보험가입 이전에 건강검진을 강제하거나 설문지를 시행하는데, 그럼에도 불구하고 내재되어 있는 리스크 또는 위험회피성향까지는 정확히 파악하기 어렵다(김대환, 이봉주, 2013). 그러므로 일반적으로 보험회사는 주로 성(Gender)과 연령에 따라 보험료를 차등적용한다. 즉 동일한 성이거나 연령일 경우 동일한 보험료가 부과되는데, 동일한 보험료하에서도 위험회피적인 성향이 강한 사람일수록 리스크를 헤지(Hedge)하기 위해 보험을 더 많이 수요하며, 이러한 선행연구의 이론적 결과는 Schlesinger(1981) 및 Szpiro(1985)를 비롯한 수많은 후속 연구에서도 동일하게 결론내리고 있다.

이후 이론적 연구가 상당히 정립된 이후 이를 실증적으로 접근하는 수많은 노력이 시도되었는데, 초기에는 이론을 실증할 수 있는 데이터가 부재한 상황에서 실험경제학 차원의 접근이 이루어졌다(Green, 1963; Green, 1964; Hammond et al., 1967).

이후 가용 자료가 등장함에 따라 동 주제를 실증적으로 분석하려는 본격적인 시도가 활발히 이루어져 왔다. 문제는 위험회피성향과 보험수요를 연계시키는 과정에서 각 개인의 위험회피성향의 변수가 부재하였기 때문에 상당수 실증연구들이 개인의 위험회피성향을 측정하는 자체에 집중되었다. Lease et al.(1974) 및 Lewellen et al.(1977)은 방대한 설문지를 활용해 개인의 위험회피성향의 측정을 시도하였으나, 활용한 샘플의 대표성에 한계가 있었다. 예를 들어, Lease et al.(1974)의 경우 소매중개회사(Retail brokerage house)의 고객 3,000명⁵⁾을 선정하고 130개에 달하는 설문문항을 포함한 설문지(12페이

지)를 이메일로 조사하였으나 최종적으로 연구에 활용된 샘플은 990명에 불과하다. 이후 많은 후속연구(Barsky et al., 1997; Chen, 1997; Grable and Lytton, 1999; Hanna et al., 2001)에서도 자체적인 설문문항을 통해 개인의 위험회피도 또는 위험감수도(Risk tolerance)를 측정하려는 시도가 이루어져 왔다. Grable and Lytton(1999)의 경우, 20개의 설문문항을 활용해 개인의 위험감수도를 측정하였는데, 예를 들어, “주변 친구가 당신을 위험 감수자라고 평가하시나요?”, “TV 게임쇼에 출연하였다고 가정할 때 ‘\$1,000의 현금을 받는 안’, ‘50%의 확률로 \$5,000의 상금을 받을 수 있는 안’, ‘25%의 확률로 \$10,000를 받을 수 있는 안’, ‘5%의 확률로 \$100,000을 받을 수 있는 안’ 중 어떤 것을 선택하시겠습니까?”, “위험(Risk)란 단어를 들을 때 ‘손실’, ‘불확실’, ‘기회’, ‘스릴’ 중 어떤 단어가 가장 먼저 떠오릅니까?” 등의 질문을 활용하였다.

하지만 Lease et al.(1974)의 연구와 마찬가지로 개인의 위험회피도를 측정하기 위해 자체적인 설문지를 활용한 연구 대부분이 분석샘플을 자체적으로 확보하였기 때문에 분석 결과의 일반화에 한계가 있다. 위에 언급한 Grable and Lytton(1999)의 분석대상도 Southern State University의 교수와 직원 1,075명으로 한정되었기 때문에 일반 미국 국민을 대표하지 못했다. 즉 표본의 대표성 문제가 분석 결과의 일반화를 제약하였다.

이러한 문제인식에 기반을 두어 분석 결과의 일반화를 위해 모집단(예, 한 국가의 인구)을 대표할 수 있는 샘플을 활용한 실증연구도 상당히 병행되거나 뒤를 이었다. 예를 들어, Palsson(1996)은 스웨덴의 가구주를⁶⁾, Morin and Suarez(1983)은 캐나다의 가구주를⁷⁾, Brunello(2002)과 Belzil and Leonardi(2007)는 이탈리아의 가구주를⁸⁾, Van de Werfhorst and Hofstede(2007)은 독일의 가구주를⁹⁾, Brown et al.(2006)은 미국의 성인들¹⁰⁾ 분석 대상으로 활용하였다. 문제는 모집단을 대표하는 연구들의 경우 개인의 위험회피도를 정확히 측정하기 위한 자체적인 설문문항이 없었다. 이에 해외 선행연구들은 자산 종류별 비중을 종속변수로, 사회경제변수를 설명변수로 설정하는 방식으로 위험회피도의 결정요

5) 나라 전체를 대표할 수 있도록 샘플을 선정하였다.

6) 1985년 7,000여 명의 가구주를 활용해 횡단면 분석(Cross-sectional analysis)을 하였다.

7) 1970년 1,969개의 샘플로 Survey of Consumer Finances(SCF)의 데이터를 활용하였다.

8) Italian Survey on Household Income and Wealth(SHIW)의 자료를 활용하였다.

9) Dutch Survey on Households의 자료를 활용하였다.

10) U.S. Panel Study of Income Dynamics(PSID)의 자료를 활용하였다.

인을 밝히는데 집중하였다. 예를 들어, 연령, 소득, 성별, 안전벨트 착용 여부, 교육수준, 결혼 여부 등을 설명변수로 설정하고 위험자산이나 생명보험 보험료와의 연관성을 살피는 방법으로 어떤 설명변수들이 위험회피도를 결정하는 요인인지 여부를 분석하는데 한정되어 있다.

한편으로는 수많은 연구가 본격적으로 위험회피성향에 따른 보험수요를 실증적으로 분석하였는데(Green, 1963¹¹⁾; Green, 1964; Hofstede, 1995; Outreville, 2013) 다음과 같은 유사한 특징이 있다. 첫째, 종속변수는 주로 생명보험의 보험료를 활용하였다. 분석 주제가 ‘위험회피성향이 높을수록 보험수요가 증가한다’는 가설을 검증하기 위한 연구이기 때문에 의무보험 또는 정책보험이 다수 포함된 손해보험보다는 자율적으로 가입하게 되는 생명보험을 활용한 것이다. 둘째, 독립변수는 위험회피도를 의미하는 하나의 변수를 활용하기 보다는 선행연구들에서 위험회피도와 관련성이 높은 사회경제변수들(Socioeconomic variables)을 대리변수(Proxy)로 활용하였다. 이는 앞에서 설명하였듯이 2차 자료¹²⁾에는 개인의 위험회피도를 측정할 수 있는 별도의 설문문항이 존재하지 않기 때문이다. <Table 1>은 사회경제적 변수와 보장성보험의 수요(생명보험) 간 관계를 선행연구와 결과를 보여준다.

<Table 1> Demographics Associated with the Demand for Life Insurance:
Examples of Priori Studies

Authors	Data	Variables
Hammond et al.(1967)	U/S household survey, 1952 and 1961	Age (NS), Education (+), Marital status (-), Family size (-), Race (NS)
Berekson(1972)	College student survey	Age (+), Marital status (NS), Family size (+)
Ferber and Lee(1980)	Married Couple interviews	Age (-), Education (+), Family size (+)
Showers and Shotick(1994)	Consumer Expenditure Survey, 1987	Age (+), Family size (+)
Gutter and Hatcher(2008)	Survey of Consumer Finance, 2004	Age (+), Education (-), Family size (NS), Race (NS)

Note: NS indicates the statistical insignificance.

- 11) Green(1963)과 Green(1964)이 위험회피도에 따른 보험수요를 분석한 최초의 실증연구이다.
12) 1차 자료는 연구자 또는 조사자가 직접 수집한 자료를 의미하며, 2차 자료는 이미 존재하는 자료를 의미한다.

개인의 위험회피성향에 따른 보험수요를 분석한 선행연구의 한계를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 개인의 위험회피성향을 분석하기 위해 별도의 설문문항을 적용한 연구는 분석대상이 모집단을 대표하지 못했다. 둘째, 모집단을 대표할 수 있는 2차 자료를 활용한 선행연구는 개인의 위험회피성향을 판별할 수 있는 별도의 설문문항이 부재하여 위험회피성향 변수 대신 일반적인 사회경제적 변수를 대체·사용하는 방법으로 이론을 실증하는 시도가 이루어졌다. 셋째, 보험수요 이론을 실증한 선행연구들에서 종속변수는 주로 생명보험상품에 납부하는 보험료였다. 하지만 위험회피적일수록 보험에 가입한다는 보험경제학의 이론에서의 보험은 ‘보장성보험’을 의미한다. 이러한 한계 역시 보장성보험의 보험료만 별도로 산출하지 못했던 데이터의 한계에 기인한다. 마지막으로, 지금까지 선행연구를 살펴본 결과 국내에서는 위험회피성향과 보험수요 간의 관계를 실증분석한 시도는 발견하지 못했다. 뒤에서 언급하겠지만 국내 데이터 중 각 개인의 위험회피성향을 측정하고 있는 설문문항이 최근에야 반영되었기 때문이라 생각된다. 물론 해외 연구에서도 모집단을 대표할 수 있는 자료를 활용해 개인 차원이 위험회피성향과 보험수요 간의 관계를 직접적으로 실증분석한 사례는 찾아볼 수 없었다.

반면 본 연구는 선행연구와 달리 모집단을 대표할 수 있는 샘플인 동시에 개인의 위험회피성향을 평가하기 위한 별도의 설문문항이 포함된 2차 자료를 활용해 개인의 위험회피성향에 따른 보험수요 정도를 분석하였다. 또한 종속변수로 보장성보험의 보험료를 활용하였다.

III. 실증분석

1. 실증분석 모형 및 자료

위험회피성향에 따른 보험수요 정도를 분석하기 위해 (식 1)을 활용하였다.

$$Insurance_{i,t} = \alpha \cdot Risk_{i,t} + X_{i,t} \cdot \beta + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$Insurance_{i,t}$ 는 보험수요를 의미하는 종속변수(Dependent variable)로 개인 i 가 t 기에 납부하는 보험료이다. $Risk_{i,t}$ 는 주요 독립변수(Independent variable)로 개인의 위험회피성향을 의미한다. $X_{i,t}$ 는 위험회피성향 이외에도 보험수요에 영향을 주는 다른 설명변수들의 벡터(Vector)이다. $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항(Error term)이며, α 와 β 는 각각 $Risk_{i,t}$ 의 추정계수 및 $X_{i,t}$ 의 추정계수 벡터를 의미한다. 선행연구에 따라 귀무가설 $H_N : \alpha > 0$ 을 가정한다. 즉 보험수요이론처럼 위험회피성향이 강할수록 보험수요는 증가함을 가정한다.

종속변수는 보험료이므로 보험에 가입하지 않은 개인의 종속변수는 모두 0이 되는 중단자료(Censored data)인 동시에 0이 무작위로 발생하지 않기 때문에 분석모형으로는 Heckman's Two Stage모형(이하 'Heckman모형'이라 함)을 활용하였다(Cameron and Trivedi, 2005; Wooldridge, 2010). Heckman 모형은 주로 노동경제학 관련 연구에서 자주 활용되었는데, 종속변수가 임금일 경우 노동시장에의 진입은 무작위로 결정되지 않을뿐더러 임금 역시 노동시장에 진입한 사람에게만 관찰되기 때문이다(Heckman, 1979; Lee, 2005). 또한 보험 관련한 연구에서도 Heckman 모형이 활용되기도 하였다. 김대환, 박화규(2014)의 경우 성별 자동차사고 위험도를 분석하는 과정에서 종속변수가 사고액이었는데, 사고액은 자동차사고가 발생할 경우에만 양(+)의 연속변수인 반면 사고가 없는 경우 모두 0으로 관찰된다. 보장성보험의 가입 자체가 노동시장의 참여나 자동차사고처럼 무작위로 결정되지 않을 것이다. Heckman모형은 제1단계에서 보험가입 자체를 분석하고 이를 반영하여 제2단계에서 위험회피성향과 보험료의 관계를 분석한다. 문제는 첫 번째 단계에서 보장성보험의 가입은 상당히 오래전에 가입했을 가능성이 높은 반면 위험회피성향은 현 시점에서 측정한 것이기 때문에 첫 번째 단계의 분석에서는 위험회피

성향의 추정계수는 큰 의미가 없을 수 있다.¹³⁾ 이러한 이유로 대부분의 선행연구에서도 가입 여부가 아닌 보험료를 종속변수(보험수요)로 설정한다.

실증분석에 활용된 자료는 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)를 활용하였다. 조세 및 재정정책을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증자료를 수집하고자 2008년부터 한국조세재정연구원이 매년 재정패널조사를 실시하고 있다. 재정패널조사는 조세정책과 복지정책이 개별 경제주체인 가계에 미치는 영향을 분석하고, 소득·지출·조세·복지수혜를 포괄하는 자료를 통합함으로써 국민들의 조세부담과 복지수혜의 연계성을 분석하는데 유용한 자료이다.¹⁴⁾ 특히 재정패널조사는 모집단(한국인)을 대표하는 2차 자료인 동시에 개인의 위험회피성향을 측정하기 위한 별도의 설문문항을 보유하고 있는 국내 유일한 패널조사로 본 연구 주제를 분석하고 그 결과를 일반화하는데 적합하다.

종속변수인 보험수요($Insurance_{i,t}$)는 보장성보험의 보험료를 활용하였다. 주요 해외 연구의 경우 주로 생명보험 보험료를 활용하였는데, 그 이유는 손해보험의 경우 의무보험 또는 정책성 보험이 포함되어 있기 때문에 리스크회피성향과 보험수요 간 관계를 분석하는데 적합하지 않다. 그렇다고 생명보험의 모든 보험료를 통합하여 종속변수로 활용하는 것도 바람직하지 않다. 다양한 생명보험상품 중 성격이 매우 상이한 보험들이 존재하는데 이들을 하나의 변수로 통합하기가 어려울 뿐더러 국내의 경우 건강보험이 제3보험으로 분류되어 생명보험회사뿐만 아니라 손해보험회사 모두가 판매 가능하다. 심지어 실손의료보험은 대표적인 보장성보험인데 한국 보험시장에서는 손해보험회사의 시장점유율이 90%에 달한다. 무엇보다 보험수요이론에서 가정하고 있는 결과변수가 보장성보험인데(Yarri, 1964), 이론을 실증한 선행연구의 경우 자료의 부족으로 인해 생명보험의 보험료를 활용한 것이다. 이에 본 연구에서는 상해, 질병, 사망 위험을 보장하는 보장성보험의 보험료를 종속변수로 활용하였다. 다행히 재정패널조사는 설문을 통해 각 개인이 1년 동안 납부한 상해, 질병, 사망 위험을 보장하는 보험의 보험료에 대한 정보(변수)를 별도로 제공하고 있다. 일반적으로 보장성보험에는 자동차보험도 포함되는데 자동차보험은 의무보험이기 때

13) 분석 결과에 언급하였지만, 위험회피성향과 보험 가입은 다른 시점에 측정된 만큼 서로 연관성이 없는 것으로 분석되어 Heckman모형의 첫 번째 단계에서 위험회피성향 변수의 제외 여부와 관계없이 최종 분석 결과가 동일하다.

14) 더 자세한 내용은 재정패널조사 홈페이지(<http://panel.kipf.re.kr/>)를 참고하기 바란다.

문에 본 연구의 종속변수에서는 제외하였으며, 재정패널조사도 자동차보험료는 별도의 변수로 제공하고 있다.

주요 설명변수인 위험회피성향에 대해서는 재정패널조사가 10차(2017년)와 11차(2018년)에서만 질문하였기 때문에 본 연구의 실증분석에서도 10~11차 데이터로 한정하였다. 재정패널조사는 각 개인별 위험회피 정도를 파악하기 위해 <Table 2>와 같이 질문하고 있다.

즉 예금상품과 펀드상품의 기대수익률은 모두 2%로 동일한데, 위험수준은 펀드상품이 높다. 그러므로 1억 원 중 더 많은 금액을 예금상품에 투자할수록 위험회피성향이 높아진다고 할 수 있다. 아래 <Table 2>의 응답 보기 ①~⑪ 중 값이 커질수록 위험회피성향도 높아진다고 할 수 있다. 본 연구에서도 해석의 편의를 위해 (식 1)의 $Risk_{i,t}$ 에 1~11을 부여하고, 수치가 증가할수록 위험회피성향이 증가하도록 종속변수를 설계하였다. 예를 들어, 아래 <Table 2>에서 응답보기가 ⑪일 경우, $Risk_{i,t}$ 의 값도 11이 부여되고 동 수치는 위험회피성향의 정도를 의미하는 리커트 척도(Likert scale)로 이해될 수 있다.

또한 1억 원 전액을 예금상품에 투자할 경우 1을 부여하고, 나머지는 0을 부여하는 방법으로 더미변수(Dummy variable)를 만들고 이를 주요 설명변수로 대체하여 추가 분석하였다. 이는 11단계에 달하는 리커트 척도가 점증하는 위험회피성향 정도를 적절히 반영하지 못할 경우를 대비해, 위험회피성향이 확실한 사람(전액 예금상품 투자자)과 소액이라고 위험상품에 투자한 사람을 구분하고, 두 그룹 간 보험수요의 차이를 분석하기 위함이다.

<Table 2> Questionnaire for Measuring Individual's Risk Aversion

※ Please read and respond to the text below.

"Mr. K will invest 100 million won in two financial products.

A : Deposits with a guaranteed 2% return on investment

B : Fund with a 5% return with 50% or 1% loss with 50% probability"

If you are in this situation, how much will you invest in which product? Please refer to the Response View below.

A. Deposit	B. Fund	Response View
0 won	100 million won	①

10 million won	90 million won	②
20 million won	80 million won	③
30 million won	70 million won	④
40 million won	60 million won	⑤
50 million won	50 million won	⑥
60 million won	40 million won	⑦
70 million won	30 million won	⑧
80 million won	20 million won	⑨
90 million won	10 million won	⑩
100 million won	0 won	⑪

Assuming 100 million won is invested, a deposit product generates interest income of 2 million won, a fund product has 50% chance of interest income of 5 million won, and 50% chance of loss of principal of 1 million won. Except for returns and losses, such as fees, taxes, and investment periods for financial products, the other terms are assumed to be the same.

Source: Question f1 on page 28 in the 11th questionnaire of the National Survey of Tax and Benefit.

(식 1)을 분석한 이후 과연 <Table 2>에 의한 설문문항으로 산출된 $Risk_{i,t}$ 가 실제 개인의 위험회피성향을 적절히 평가하고 있는지에 대한 검증이 필요하다. 이에 (식 2)를 활용해 위험회피성향이 적절히 평가되고 있는지를 검증하며, 선행연구를 참고하여 $X_{i,t}$ 에는 개인의 위험회피성향과 관련이 높은 변수들을 포함시켰다. γ 는 설명변수 $X_{i,t}$ 와 위험회피성향($Risk_{i,t}$) 간 관계를 보여주는 추정계수 벡터로, 이 추정계수들의 부호가 선행연구의 결과와 일치하는지를 확인하는 방법으로 <Table 2>에 의해 산출된 $Risk_{i,t}$ 가 개인의 위험회피성향을 적절히 평가하고 있는지를 검증한다.

$$Risk_{i,t} = X_{i,t} \cdot \gamma + u_{i,t} \quad (2)$$

<Table 3>에서는 본 연구의 실증분석에 활용된 변수명과 변수들의 정의를 보여준다. 재정패널조사가 10차(2017년)와 11차(2018년)의 설문에 참여하여 <Table 3>에 대한 정보를 모두 제공한 개인으로 분석대상을 한정하였다. 또한 자녀들의 경우 보험가입에 대한 의사결정을 본인이 하지 않을 가능성이 높기 때문에 분석 대상을 가구주와 가구주의 배우자로 한정하였으며 총 샘플 수는 13,356개이다. 이러한 이유로 기존의 보험수요이론의 실

증연구(Palsson, 1996; Morin and Suarez, 1983; Brunello, 2002; Belzil and Leonardi, 2007; Van de Werfhorst and Hofstede, 2007)에서도 가주주를 분석대상으로 한정하였다.

〈Table 3〉 Variable Names and Definitions

Variables		Definitions	
Dependent Variable	Premium	The total premiums of insured insurance covering injuries, illnesses and deaths(unit: 10,000 won) is converted into logarithmic values	
Main Explanatory Variable	Risk Aversion	1 ~ 11, the higher the value, the more money invested in the deposit, indicating an increase in the risk averse propensity	
	Risk Aversion_D	1 if all 100 million won is invested in deposits, 0 otherwise	
C o n t r o l V a r i a b l e s	Age		Age(unit: years)
	Gender	Female	1 for female, 0 for male
		Male	1 for male, 0 for female
	Education	Less_HS	1 if not graduated from high school and 0 otherwise
		High School	1 if you graduated from high school and 0 otherwise
		College	1 if graduated from a college and 0 otherwise
	Marital Status	Single	1 if never married and 0 otherwise
		Spouse	1 if you are married and live with spouse, and 0 otherwise
		No_Spouse	1 if you are married and live without spouse, and 0 otherwise
	Income·Asset	Income	Log value of annual gross income(unit: 10,000 won)
		Financial Asset	Log value of all financial income(unit: 10,000 won)
		Real Estate	Log value of real estate assets(unit: 10,000 won)
	Employment	Unemployed	1 if not working, 0 if working
		Working	1 if working, 0 if not working
	Year	Year 2016	1 for 2016, 0 for 2017
		Year 2017	1 for 2017, 0 for 2016

IV. 실증분석 결과

1. 기술적 통계

〈Table 4〉는 본 연구에 활용된 샘플을 보장성보험료가 0인 가입자와 0보다 큰 가입자로 구분하여 각각의 샘플에 대한 기술적 통계를 보여준다. 국내 가구주 중 72.5%(13,356명 중 9,683명)가 보장성보험료를 납부하고 있는 것으로 나타났다. 국내 가구주의 경우 보장성보험으로 매월 13.9만 원을 납입 중이며, 보장성보험에 가입한 사람으로 한정할 경우 15.9만 원 정도를 납입하고 있다. 기술통계에서는 보장성보험에 가입하지 않아 보험료가 0인 사람들의 위험회피성향이 높고, 뿐만 아니라 1억 원의 모든 금액을 은행예금에 투자하는 사람의 비중도 더 높다.

보장성보험의 가입자 및 미가입자 그룹 간 연령의 차이가 매우 큰데, 가입자 그룹의 평균 연령이 52.05세로 미가입자 그룹의 67.2세에 비해 매우 낮다. 이러한 경향의 차이로 학력, 소득, 자산 등의 수준과 근로하고 있는 수준 모두가 상대적으로 젊은 계층인 가입자 그룹에서 높다.

〈Table 4〉 Descriptive Statistics

Variables	Total Sample		Premium=0		Premium>0	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
ln(Premium)	3.75	2.39	0.00	0.00	5.17	0.75
Risk Aversion	8.00	3.00	8.83	2.91	7.68	2.97
Risk Aversion_D	0.36	0.48	0.53	0.50	0.30	0.46
Age	56.21	13.82	67.20	14.15	52.05	11.15
Male	0.85	0.36	0.78	0.41	0.88	0.33
Female	0.15	0.36	0.22	0.41	0.12	0.33
Less_HS	0.21	0.41	0.46	0.50	0.12	0.33
High School	0.33	0.47	0.27	0.45	0.35	0.48
College	0.46	0.50	0.27	0.44	0.53	0.50
Single	0.04	0.21	0.03	0.18	0.05	0.22
Spouse	0.85	0.36	0.75	0.43	0.88	0.32

No_Spouse	0.11	0.31	0.22	0.41	0.07	0.25
ln(Income)	8.35	0.87	7.76	0.98	8.57	0.72
ln(Financial Asset)	6.44	3.13	5.72	3.44	6.71	2.96
ln(Real Estate)	1.02	3.16	0.76	2.77	1.12	3.30
Unemployed	0.19	0.39	0.47	0.50	0.08	0.28
Working	0.81	0.39	0.53	0.50	0.92	0.28
Year 2016	0.50	0.50	0.48	0.50	0.50	0.50
Year 2017	0.50	0.50	0.52	0.50	0.50	0.50
Number of Samples	13,356		3,673		9,683	

2. 위험회피성향에 따른 보험수요

〈Table 5〉는 위험회피성향과 보험수요 간 관계를 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 주요 독립변수가 위험회피성향의 정도를 의미하는 리커트 척도(1~11)인 반면 모델2는 주요 독립변수가 1억 원 전액을 은행예금에 투자하면 1이고 조금이라도 펀드에 투자할 경우 0을 부여한 더미변수이다.

모델1과 모델2 모두 위험회피성향이 증가할수록 또는 극도로 위험회피적인 사람일수록 보장성보험을 더 많이 수요하는 것을 보여준다. 즉, 이론의 예측(Rothschild-Stiglitz, 1976; Yarri, 1964)과 실증분석의 결과가 일치함을 확인할 수 있었다. 추정계수에 따르면 위험회피성향이 1만큼 증가할 때 보험수요는 0.5% 증가하며, 전액을 은행예금에 투자한 사람은 조금이라도 펀드에 투자한 사람에 비해 보험수요가 6.4% 더 많았다.¹⁵⁾

이 밖에도 학력수준을 제외하고는 대부분의 변수가 보험수요에 유의한 영향을 미쳤다. 연령이 증가할수록 보험수요는 감소하는 반면 여성보다 남성의 보험수요가 많았다. 미혼보다는 결혼 경험이 있는 사람일수록, 소득 수준이 높고 금융자산과 부동산 자산이 많을수록, 무직자보다는 근로하고 있는 사람이, 그리고 2016년에 비해 2017년에 보험수요가 더 많았다.

선행연구에 따르면 연령과 보험수요 간 관계는 정(+)의 관계(Berekson, 1972)를 보이기도 하며 음(-)의 관계(Ferber and Lee, 1980)를 보이기도 한다. 연령이 증가할수록 보

15) 종속변수가 로그값이고 설명변수가 선형일 때의 해석방법은 Wooldridge(1999)의 p. 653을 참고하기 바란다.

험의 필요성이 더 증가할 수 있으나, 보험료가 비싸기 때문에 보험수요가 감소하거나 보험 회사가 가입을 거절할 수 있기 때문일 것이다.

참고로, 보험 가입 자체는 과거에 발생하였고 가입 시점도 알 수 없는 반면 위험회피성향은 현재 시점에서 측정한 것이기 때문에 Heckman 모형의 제1단계에서 위험회피성향의 추정계수는 유의하지 않을뿐더러 위험회피성향 변수를 제외해도 최종 분석 결과는 동일하다. 다만 제1단계의 다른 모든 계수는 제2단계(Table 5)의 결과와 대동소이하여 논의와 결과표를 생략한다.

〈Table 5〉 Risk Aversion and Insurance Demand

Model1: The Main Dependent Variable is Risk Aversion			Model2: The Main Dependent Variable is Risk Aversion_D		
Variables	Coefficient	Std. Err.	Variables	Coefficient	Std. Err.
Risk Aversion	0.005**	0.002	Risk Aversion_D	0.064***	0.018
Age	-0.005***	0.001	Age	-0.005***	0.001
Male	0.089***	0.027	Male	0.090***	0.027
High School	0.039	0.029	High School	0.044	0.029
College	-0.007	0.030	College	-0.002	0.030
Spouse	0.250***	0.042	Spouse	0.252***	0.042
No_Spouse	0.304***	0.049	No_Spouse	0.306***	0.049
ln(Income)	0.101***	0.011	ln(Income)	0.103***	0.011
ln(Financial Asset)	0.015***	0.003	ln(Financial Asset)	0.015***	0.003
ln(Real Estate)	0.013***	0.002	ln(Real Estate)	0.013***	0.002
Working	0.079**	0.040	Working	0.085**	0.039
Year 2017	0.107***	0.015	Year 2017	0.108***	0.015
_cons	4.092***	0.115	_cons	4.097***	0.115
λ	-0.757***	0.113	λ	-0.754***	0.113

Notes: 1) Model1 : Log Likelihood = -15,653.55, Prob>Chi2<0.000

Model2 : Log Likelihood = -15,644.16, Prob>Chi2<0.000

2) *, **, *** indicate statistically significant at significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively

3) The number of samples is 13,356

4) As λ which indicates the inverse Mill's ratio is statistically significant at 95% confidence level, selection bias problem occurs and the Heckman model is valid.

3. 위험회피성향의 검증

〈Table 5〉는 위험회피성향 정도가 강할수록 보험수요가 증가함을 보여주었는데, 과연 재정패널조사에서 별도의 설문을 통해 측정한 개인의 위험회피성향이 실제로 내재되어 있는 위험회피정도를 정확히 측정하고 있는지에 대한 확인이 필요하다. 만약 설문이 개인의 위험회피성향을 제대로 측정하지 못한다면 위에서 분석한 위험회피성향에 따른 보험수요의 결과는 신뢰하기 어렵다.

이에 위험회피성향 또는 위험회피를 의미하는 터미변수를 종속변수로 설정하고 각각을 순위로짓과 로짓모형으로 분석하였으며, 이때 설명변수는 해외 선행연구에서 주로 사용된 변수들로 설정하였다. 해외 선행연구의 경우, 인종(Siegel and Hoban, 1991) 및 종교(Barsky et al., 1997)도 위험회피성향의 주요 결정요인이라고 주장하고 있으나 재정패널 조사는 관련 정보를 제공하지 않기 때문에 설명변수로 활용하지 않았다. 또한 일부 해외연구에서는 흡연, 음주, 키 등이 위험회피성향 정도를 설명할 수 있다고 주장하였는데, 이들 변수에 대한 정보 역시 부재하여 설명변수에서 제외하였다.

분석 결과, 연령이 증가할수록, 남성보다는 여성이, 학력수준이 낮을수록, 기혼자보다는 미혼자가, 소득수준이나 자산규모가 작을수록, 근로자보다는 근로하지 않는 사람이 상대적으로 더 위험회피적이라는 결과가 도출되었다.

먼저 연령이 증가할수록 위험회피적이며(Morin and Suarez, 1983; Brown, 1990; Bakshi and Chen, 1994; Palsson, 1996), 성별 측면에서는 남성에 비해 여성이 더 위험회피적이라는 결과(Eckel and Grossman, 2008; Croson, and Gneezy, 2009)는 대부분 관련 선행연구의 공통된 결과이다.

기혼 여부에 따른 위험회피성향의 차이가 성별에 따라 다르다는 결론도 있지만(Halek and Eisenhauer, 2001), 대체적으로 미혼자가 기혼자에 비해 더 위험회피적이라는 결론도 동일하다(Riley and Chow, 1992; Siegel and Hoban, 1991; Hersch, 1996; Schooley and Worden, 1996; Lin, 2009). 교육수준이 높을수록(Halek and Eisenhauer, 2001), 소득이 높고 자산이 많을수록 위험회피성향이 감소한다는 결과도 동일하다(Cohn et al., 1975; Friend and Blume, 1975).

직종별 위험회피성향을 추정한 연구(Landskroner, 1977)는 존재하지만 근로자와 무직자 간 위험회피성향을 연구한 사례는 찾아볼 수 없었다. 다만 실증분석 연구에서 학력 수준과 노동시장에서의 성과는 매우 밀접하게 연계되어 있기 때문에 학력수준과 노동시장 참여 여부는 동일한 부호를 보일 것이며, 본 연구 역시 학력 수준이 높을수록 그리고 근로 할수록 위험회피성향이 감소한다는 동일한 부호를 확인할 수 있다.

결과적으로 근로 여부에 따른 위험회피성향 정도를 직접적으로 언급한 선행연구는 없지만 다른 모든 변수의 부호가 선행연구에서 관측한 결과와 동일하다는 것을 고려할 때 본 연구에서 활용한 위험회피성향을 의미하는 리커트 척도, 그리고 1억 원 전액을 은행예금에 투자한 사람을 위험회피성향적인 사람으로 정의한 더미변수는 연구자가 관측하지 못한 개인의 잠재적 위험회피성향을 적절히 대변 또는 측정하고 있다고 결론내릴 수 있다. 나아가 위험회피성향이 높을수록 보장성보험의 수요가 증가한다는 <Table 5>의 실증분석 결과도 신뢰할 수 있다.

<Table 6> Validity Test of Risk Aversion

Variables	Model1: Dependent Variable is Risk Aversion		Model2: Dependent Variable is Risk Aversion_D	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
Age	0.017***	0.002	0.023***	0.002
Male	-0.110**	0.055	-0.126*	0.066
High School	-0.180***	0.052	-0.181***	0.058
College	-0.362***	0.057	-0.399***	0.064
Spouse	-0.113	0.080	-0.101	0.105
No_Spouse	-0.146	0.097	-0.159	0.122
ln(Income)	-0.131***	0.018	-0.145***	0.021
ln(Financial Asset)	-0.043***	0.005	-0.051***	0.006
ln(Real Estate)	-0.004	0.005	0.004	0.006
Working	-0.313***	0.052	-0.345***	0.058
Year 2017	0.351***	0.032	0.217***	0.038
_cons	-	-	0.120	0.215

Notes: 1) Model1 : Log Likelihood = -26,015.729, Prob>Chi2<0.000

Model2 : Log Likelihood = -7,909.888, Prob>Chi2<0.000

2) *, **, *** indicate statistically significant at significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively

3) The number of samples is 13,356

V. 결론 및 시사점

위험회피성향이 강할수록 보장성보험의 수요가 증가한다는 보험경제학 이론의 소개 이후 이론적 가설을 실증하려는 시도는 꾸준히 이루어져 왔다. 하지만 실증적 접근을 시도한 선행연구들 대부분은 개인의 위험회피성향을 측정하기 위한 별도의 설문문항을 개발한 반면 1차 자료라는 한계로 인해 모집단을 대표하지 못하는 문제가 있었다. 다른 한편으로 모집단을 대표하는 2차 자료를 활용한 선행연구들은 개인의 위험회피성향을 측정하기 위한 별도의 설문문항이 부재하여, 연령, 성별, 학력, 소득 등과 같은 변수들을 위험회피성향의 대리변수로 활용한 연구가 대부분이다.

반면 본 연구는 개인의 위험회피성향을 측정할 수 있는 별도의 설문문항이 존재하는 동시에 모집단을 대표할 수 있는 2차 자료를 활용했다. 분석 결과, 위험회피성향이 강할수록 상해, 질병, 사망 등을 보장하는 보장성보험의 수요가 증가하는 것으로 나타났다. 재정패널조사에서 별도의 설문문항으로 측정한 위험회피성향이 개인의 실제 위험회피성향을 적절히 측정하고 있는지 여부를 추가 분석한 결과, 위험회피성향의 변수가 각 개인의 내재되어 있는 위험회피성향을 적절히 반영하고 있다는 결론을 내릴 수 있었다.

본 연구가 개인의 위험회피성향을 측정하기 위한 별도의 설문문항을 활용한 동시에 모집단을 대표할 수 있는 2차 자료를 활용한 최초의 연구라는 측면에서 학문적 가치가 인정될 수 있을 것이다. 하지만 연구자가 관측하기 어려운 잠재 정보를 추출할 때 수많은 설문문항을 개발하고, 그 설문문항 간 상관관계, 신뢰도, 타당도 등을 검증하여 가능한 최적의 설문문항을 추출하는 단계를 거치게 되는 것이 일반적이다. 하지만 본 연구는 단 하나의 설문문항만으로 위험회피성향을 측정하고 있기 때문에 측정 차원의 신뢰도나 타당도가 낮을 수 있다. 이러한 한계를 고려하여 추가 분석을 통해 위험회피성향을 측정하기 위한 재정패널조사의 설문문항이 적절한지 여부를 검증하였으나, 여전히 수많은 설문문항을 통해 신뢰도와 타당도 분석단계를 거치는 일반적인 분석방법에 비해서는 한계가 존재한다. 이에 향후 개인의 위험회피성향을 측정할 수 있는 설문문항의 개발이 요구되며, 나아가 보험수요이론을 재검증하는 실증적 시도가 필요하다.

또한 위험회피성향과 보험수요 간 관계를 더욱 명확히 이해하기 위해서는 장기의 패널

자료가 요구된다. 이 경우 위험회피성향이 변동함에 따른 보험가입 여부의 변화까지 추정할 수 있다. 하지만 본 연구에서 개인의 위험회피성향에 대한 정보가 재정패널조사의 10~11차에만 포함되어 있으므로 보험가입 시점을 알 수 없을뿐더러 보험가입 시점에서의 위험회피성향을 알 수 없다는 한계가 있다.

마지막으로 본 연구에서는 위험회피성향과 보장성보험 간의 관계를 실증적으로 분석하는 것에 집중하고 있다. 보험경제학의 이론 연구에서 위험회피성향은 매우 중요하게 그리고 빈번히 연구되고 있음에도 불구하고, 관련 국내 실증연구는 찾아보기 어렵다. 이에 직업, 종사상 지위, 종교, 가족 수 등 새로운 변수들과 위험회피성향 또는 보험수요의 관계에 관한 추가 연구가 필요하다.

참고문헌

- 김대환·박화규 (2014), “일반화선형모형과 헤크먼모형을 활용한 성별 자동차사고 위험도 분석”, **응용통계연구**, 제27권 제1호, pp. 147-157.
- (Translated In English) Kim, D., and H., Park (2014). “An Analysis on the Gender Differences in the Level of Accident Risk using Generalized Linear and Heckman Methods”, *Journal of Applied Statistics*, 27(1):147-157.
- 김대환·이봉주 (2013), “실손의료보험의 역선택 분석”, **보험학회지**, 제96집, pp. 1-26.
- (Translated In English) Kim, D., and B., Lee (2013). “An Analysis on Adverse Selection in Fee-For-Service Health Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 96:1-26.
- 보험연구원 (2019), **보험동향 2019년 봄호**.
- (Translated In English) Korea Insurance Research Institute (2019). *Insurance Trends: Spring 2019*.
- Bakshi, G., and Z., Chen (1994). “Baby Boom, Population Aging and Capital Markets”, *Journal of Business*, 67(2):165-202.
- Barsky, R., Juster, T., Kimball, M., and M., Shapiro (1997). “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study”, *Quarterly Journal of Economics*, 112(2):537-579.
- Belzil, C., and M., Leonardi (2007). “Can Risk Aversion Explain Schooling Attainments? Evidence from Italy”, *Labour Economics*, 14(6):957-970.
- Berekson, L. (1972). “Birth Order, Anxiety, Affiliation and the Purchase of Life Insurance”, *Journal of Risk and Insurance*, 39(1): 93-108.
- Brown, D. (1997). “Age Clienteles Induced by Liquidity Constraints”,

- International Economic Review*, 31(4):891-891.
- Brown, S., Ortiz, A., and K., Taylor (2006). "Educational Attainment and Risk Preference", *Sheffield Economic Research Paper Series*, no. 2006002, University of Sheffield, UK.
- Brunello, G. (2002). "Absolute Risk Aversion and the Returns to Education", *The Economics of Education Review*, 21(6): 635-640.
- Camron, A., and P., Trivedi (2005). *Microeconometrics: methods and applications*, Cambridge University Press, New York.
- Chen, R., Wong, K., and H., Lee (2001). "Age, Period, and Cohort Effects on Life Insurance Purchases in the US", *Journal of Risk and Insurance*, 68(2):303-327.
- Cohn, R., Lewellen, W., Lease, R., and G., Schlarbaum (1975). "Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition", *Journal of Finance*, 30(2):605-620.
- Croson, R., and U., Gneezy (2009). "Gender Differences in Preferences", *Journal of Economic Literature*, 47(2):448-474.
- Eckel, C., and P., Grossman (2008). "Forecasting Risk Attitudes: an Experimental Study of Actual and Forecast Risk Attitudes of Women and Men", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 68(1): 1-17.
- Ferber, R., and L., Lee (1980). "Acquisition and Accumulation of Life Insurance in Early Married Life", *Journal of Risk and Insurance*, 47(4): 713-734.
- Friend, I., and M., Blume (1975). "The Demand for Risky Assets", *American Economic Review*, 65(5):900-922.
- Grable, J., and R., Lytton (1999). "Financial Risk Tolerance Revisited: The Development of a Risk Assessment Instrument", *Financial Services Review*, 8(3):163-181.

- Greene, M. (1963). "Attitudes toward Risk and a Theory of Insurance Consumption Attitudes," *Journal of Insurance*, 30(2):165-182.
- _____ (1964). "Insurance Mindedness-Implications for Insurance Theory," *Journal of Risk and Insurance*, 31(1): 27-38.
- Gutter, M., and C., Hatcher (2008). "Racial Differences in the Demand for Life Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, 75(3): 677-689.
- Hakansson, N. (1969). "Optimal Investment and Consumption Strategies under Risk, and Uncertain Lifetime, and Insurance", *International Economic Review*, 10(3):443-466.
- Halek, M., and J., Eisenhauer (2001). "Demography of Risk Aversion", *Journal of Risk and Insurance*, 68(1):1-24.
- Hammond, J., Houston, D., and E., Melander (1967). "Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditure: An Empirical Investigation", *Journal of Risk and Insurance*, 34(3):397-408.
- Hanna, S. and P., Chen (1997). "Subjective and Objective Risk Tolerance: Implication for Optimal Portfolios", *Financial Counseling and Planning*, 8(2):1-26.
- Hersch, J. (1996). "Smoking, Seat Belts, and Other Risky Consumer Decisions: Differences by Gender and Race", *Managerial and Decision Economics*, 17(5):471-481.
- Hofstede, G. (1980). *Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values*, Sage, Beverley Hills, CA.
- _____ (1983). "The Cultural Relativity of Organizational Practices and Theories", *Journal of International Business Studies*, 14(2):75-89.
- _____ (1995), "Insurance as a Product of National Values", *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 77(20): 423-429.
- Landskroner, Y. (1977). "Nonmarketable Assets and the Determinants of

- the Market Price of Risk”, *Review of Economics and Statistics*, 59(4):482-492.
- Lease, R., C., Lewellen, W., and G., Schlarbaum (1974). “The Individual Investor: Attributes and Attitudes”, *Journal of Finance*, 29(2):413-433.
- Lewellen, W., Lease, R., and G., Schlarbaum (1977). “Patterns of Investment Strategy and Behavior among Individual Investors”, *Journal of Business*, 50(3):296-333.
- Lin, F-T. (2009). “Does the Risk Aversion Vary with Different Background Risk of Households?”, *International Research Journal of Finance and economics*, 34:69-82.
- Morin, R., and F., Suarez (1983). “Risk Aversion Revisited”, *Journal of Finance*, 38(4):1201-1216.
- 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.
- Palsson, A. (1996). “Does the Degree of Relative Risk Aversion Vary with Household Characteristics?”, *Journal of Economic Psychology*, 17(6):771-787.
- Riley, W., and K., Chow (1992). “Asset Allocation and Individual Risk Aversion”, *Financial Analysts Journal*, 48(6):32-37.
- Schlesinger, H. (1981). “The Optimal Level of Deductibility in Insurance Contracts”, *Journal of Risk and Insurance*, 48(3):465-481.
- Schooley, D., and D., Worden (1996). “Risk Aversion Measures: Comparing Attitudes and Asset Allocation”, *Financial Services Review*, 5(2):87-99.
- Showers, V., and J., Shotick (1994). “The Effects of Household Characteristic on Demand for Insurance: A Tobit Analysis”, *Journal of Risk and Insurance*, 61(3): 492-502.

- Siegel, F., and J., Hoban (1991). "Measuring Risk Aversion: Allocation, Leverage, and Accumulation", *Journal of Financial Research*, 14(1):27-35.
- Stiglitz, J. (1969). "The Effects of Income, Wealth, and Capital Gains Taxation on Risk Taking", *Quarterly Journal of Economics*, 83(2):263-283.
- Szpiro, G. (1985). "Optimal Insurance Coverage", *Journal of Risk and Insurance*, 52(4):705-710.
- Wooldridge, J. (1999). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing.
- _____ (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 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

Attempts have been made to prove empirically the theoretical hypotheses since the development of economics of insurance theory that the stronger the risk averse propensity, the greater the demand for insurance products. However, previous studies that attempted empirical analyses had limitations due to the limitation of the data, hardness to generalize the results, or the absence of a separate questionnaire to measure the risk aversion of an individual.

On the other hand, this study utilizes the National Survey of Tax and Benefit that represents a population while there is a separate questionnaire to measure the risk aversion of an individual. The empirical results show that the stronger the risk averse propensity, the greater the demand for insurance products to hedge the risk of injury, illness, and death. As a result of further analysis of whether the questionnaire properly measures the individual's actual hedging propensity compared to a number of related studies, it was concluded that the hedging propensity variable is reliable information. Nevertheless, the risk aversion is measured using only one questionnaire, so the reliability or validity of the measurement may be low.

※ Key words: Risk Aversion, Insurance Consumption, Private Insurance, Information Asymmetry

구조방정식을 이용한 보험영업사원의 고객관계 형성 유형이 고객몰입에 미치는 영향 분석*

An Analysis of the Influence of Customer Relationship Building Types of Insurance Salesperson on Customer Commitment Using Structural Equation

김 현 민 **.전 희 주***.박 찬 욱****

Hyunmin Kim·Heuiju Chun·Chanwook Park

본 연구에서는 보험영업사원들이 고객과의 장기적인 관계형성을 위하여 필요한 고객관계형성 유형을 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성으로 구분하였다. 고객관계형성 유형에 영향을 미치는 보험영업사원의 행동유형을 규명하고 이들의 영향관계를 살펴본 후에 고객관계형성 유형이 고객몰입에 미치는 영향관계를 구조방정식을 통하여 살펴보았다. 영업사원들이 고객과의 장기적인 관계형성을 위해서는 비즈니스 관계형성에 더 주력해야 하며, 이를 위한 행동요인으로는 접근행동, 공감대형성행동, 네트워킹행동이 효과적인 것으로 나타났다. 또한 사회적 관계형성은 비즈니스 관계형성에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성 모두 고객몰입에 유의한 영향관계를 보였다. 영업사원들은 비즈니스 관계형성에 더 노력해야 하며, 사회적 관계형성과 결합된 비즈니스 관계형성 행동을 지속적으로 수행하는 것이 효과적이라는 것을 규명하였다.

국문 색인어: 구조방정식, 고객몰입, 고객관계형성 행동, 고객관계형성 유형, 사회적 관계형성, 비즈니스 관계형성

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051609

* 이 논문은 김현민의 박사학위 논문의 일부를 심화·발전시킨 연구입니다.

** 경희대학교 일반대학원 경영학박사(kimhm1999@naver.com), 제1저자

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

**** 경희대학교 경영대학 교수(cwpark@khu.ac.kr), 공동저자

논문 투고일: 2019. 10. 15, 논문 최종 수정일: 2019. 11. 22, 논문 게재 확정일: 2019. 11. 22

I. 서론

기업의 시장 환경은 다양한 요인으로 급격하게 변하고 있다. 박찬욱(2017)은 시장 환경 변화의 주요 요인으로 제품의 표준화, 시장의 포화, 기술의 변화 등을 제시하고 있다. 시장환경의 변화가 계속될수록 보험영업사원(이하 영업사원)에 대한 의존도가 높은 기업들은 영업사원의 경계연결자(boundary spanner)로서의 역할에서 고객과의 관계형성을 통한 장기적인 성과를 창출하는 역할로의 변화를 기대하고 있다(Bradford, Brown, Hunter, Onyemah, Palmatier, Rouziés, Spiro, Sujar, and Weitz, 2010; Fixson, 2012).

영업사원의 고객과의 관계형성에 관한 선행연구는 연구 주제에 따라 역량(박찬욱·조아라·안성민, 2015; Lambert, Plank, Reid, and Flemin, 2014), 요인(Fixson, 2012; Lian and Laing, 2007), 프로세스(Dwyer, Schurr, and Oh, 1987; Boles, Barksdale, and Johnson, 1996) 등으로 구분할 수 있다. 영업사원의 역량에 관한 연구에서는 영업사원의 고객관계형성에 대한 개념을 영업사원과 고객 간의 친분관계와 네트워크의 형성(Spencer and Spencer, 1993), 고객과의 핵심적인 비즈니스 관계의 구축(Lambert et al., 2014), 사회적 관계형성(박찬욱 등, 2015), 어떤 상황에서도 사람들과 잘 융화할 수 있으며, 인적 네트워크를 구성하는 능력(오현석 등, 2015) 등으로 파악하고 있다. 영업사원의 고객관계형성 요인에 관한 연구에서는 영업사원의 고객관계형성에 대한 개념을 영업사원과 고객 간의 관계 특성(Weitz, 1981), 관계형성 활동(Marshall, Moncrief, and Lassk, 1999), 개인적 관계와 비즈니스 관계에서의 장기적 관계형성(Lian and Laing, 2007), 소통기반설득행동과 활동기반지원행동(Fixson, 2012) 등으로 파악하고 있다. 영업사원의 고객관계형성 프로세스에 관한 연구에서는 영업사원과 고객 간의 관계발전단계(Dwyer et al., 1987; Boles et al., 1996) 등으로 파악하고 있다. 이러한 선행연구에서는 영업사원과 고객과의 관계형성을 위한 행동을 가까움-소원함의 관점에서 통합적인 시각을 제시하지 못하고 있다. 또한 고객과의 관계형성 행동이 고객관계형성 유형과 고객몰입에 미치는 영향 관계를 충분히 고려하지 못하고 있다.

본 연구에서는 선행연구 결과에서 도출된 요인을 토대로 영업사원들이 고객과의 관계형성을 위하여 필요한 관계형성 요인이 고객과의 관계형성 유형과 고객몰입에 미치는 영

향관계를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 영업사원들이 고객관계형성을 위하여 필요한 고객관계형성 행동 요인을 Wish et al.(1976)의 가까움-소원함(close-distant)을 고려하여 접근행동, 소통행동, 유인행동, 공감대형성행동, 네트워킹행동으로 구분한다. 고객관계형성 유형으로는 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성으로 구분하여, 고객관계형성 행동 요인이 미치는 영향관계를 살펴본다. 또한 고객관계형성 유형이 고객몰입에 미치는 영향 관계는 사회적 관계형성과 비즈니스 관계형성을 통하여 고객몰입에 미치는 순차적 영향관계를 살펴본다.

II. 선행 연구 및 연구방법론

1. 고객관계형성 행동과 유형

가. 고객관계형성 행동

본 연구에서는 영업사원과 고객과의 관계형성을 위한 고객관계형성(customer relationship building) 행동을 Wish et al.(1976)의 가까움-소원함을 고려하여 접근(approaching), 소통(information communication), 유인(inducement), 공감대 형성(common grounding), 네트워킹(networking)의 5요인으로 구분하였다.

영업사원은 고객과의 관계형성 초기에 개인의 친분, 지인의 소개 등 여러 가지 경로를 통하여 사전에 연락하여 약속, 방문, 면담 등의 접근 행동을 하게 된다(Dwyer et al., 1987; Hedda, 1996; Edvardsson et al., 2006; 박찬욱, 2017). 이러한 고객과의 관계형성을 위한 초기의 행동들은 영업사원들에게 가장 중요한 잠재고객의 확보 활동으로, 기존고객이나 지인의 소개, 다양한 정보원으로 부터의 발굴과 이벤트, 프로모션, 동호회, 임의적 방문(cold call) 등으로부터 가능하다. 또한 중심인물에 대한 자연스러운 접근, 다양한 정보의 확보, 방문계획의 수립과 방문목적의 설정, 잠재고객의 설문을 분석, 적절한 질문과 대화, 접촉을 위한 사전준비 활동 수행, 추천인의 활용 등의 활동이 포함된다(박찬욱, 2017). 본 연구에서는 접근행동을 영업사원이 고객을 방문하기 전에 연락을 취한 후에 약속, 방문, 면담, 친숙한 행동, 면담요청 등을 하는 것으로 보았다.

영업사원은 고객관계형성 행동으로 고객의 니즈를 파악하여 자사의 상품과 비교하는 등 고객의 니즈에 적합한 다양하고 유익한 객관적인 정보를 제공하는 소통 행동을 수행한다(Boles et al., 1996; Fixson, 2012; Lian and Laing, 2007; Palmatier, 2006; Ramsey and Sohi, 1997). Boles et al. (1996)은 영업사원이 고객과의 장기적인 관계형성에 필요한 행동 및 태도 8가지 중 고객니즈 파악, 고객사에 대한 이해 등 커뮤니케이션의 중요성을 강조하였다. Ramsey and Sohi (1997)는 영업사원의 경청행동(지각, 평가, 반응)은 고객신뢰, 고객만족, 미래의 상호작용에 대한 기대에 영향을 미친다는 점을 확인하였다. Lian and Laing (2007)은 전문서비스 영업사원들의 비즈니스(전문적) 관계는 소통, 협력, 커스터마이징을 통하여 고객만족에 영향을 미친다고 주장하였다. Fixson (2012)은 영업사원의 관계형성 활동을 소통기반설득행동과 활동기반지원행동으로 구분하였다. Palmatier (2006)는 관계마케팅에 대한 메타분석에서 소통, 유사성, 관계기간, 상호작용빈도 등이 관계요인(몰입, 신뢰, 관계만족, 관계품질)에 영향을 미친다는 것을 확인하였다. 이와 같이 영업사원의 소통 행동은 고객과의 장기적인 관계형성을 위한 비즈니스와 사회적 관계형성에 영향을 미치게 된다(Boles et al., 1996). 본 연구에서 소통은 영업사원이 영업활동 중에 자사의 상품이나 최신 상품 등과 비교하는 등 고객의 니즈에 맞게 다양하고 유익한 정보를 제공하는 것으로 보았다.

영업사원은 기업 고객의 업무 관련자 또는 개인고객에 대하여 서비스 행동으로 선물, 식사, 운동 등의 호혜적인 혜택을 제공한다(Ahearne et al., 2007). Cialdini (2001)의 호혜이론(Reciprocity theory)에 따르면 사람들은 어떤 혜택이든지 받게 되면 부채 의식을 느끼게 되고, 이에 대한 보답(reciprocation)을 하고자 하는 마음을 갖게 된다. Ahearne et al. (2007)은 영업사원이 고객에게 제공하는 서비스 행동(Salesperson Service Behaviors, SSBs)의 하위요인으로 고객의 특별한 이벤트를 기념하는 것으로 식사, 생일선물 제공 등의 유인 행동이 고객만족과 고객신뢰에 효과적임을 확인하였다. 이러한 영업사원들의 유인 행동은 Fixson (2012)의 영업사원의 관계형성 행동의 하나인 활동기반지원행동에 해당하며, 고객과의 장기적인 관계형성을 위한 비즈니스와 사회적 관계형성에 영향을 미친다. 본 연구에서 유인은 영업사원이 법인고객 또는 개인고객에게 선물하기, 경사 축하하기, 애사 위로하기 등의 호혜적인 활동으로 보았다.

영업사원이 고객과의 관계형성을 위한 행동으로 영업사원과 고객 간에 사생활, 취미, 신념, 개인적인 종교 등을 공유하여 공감대를 형성하는 행동이 효과적이다(Geiger and Turley, 2005; Jacobs, Kenneth, Robert, and Timothy, 2001; Crosby et al., 1990; Gremler and Gwinner, 2008). Geiger and Turley (2005)는 고객관계형성을 위한 사회적 행동은 산업과 서비스 영업사원에 의하여 일반적인 비즈니스 환경 외에서 일어나는 고객관련 행동으로 ①역할 설정 ②상황 변수 ③자기 공유 ④권력 분할로 구분하였으며, 사회적 행동의 내적 작용에 대하여 확인하였다. Jacobs et al. (2001)은 거래목적의 자기정보 공유(fact 기반)와 사회적 정보공유(취미, 선호 음식 등)의 중요성을 확인하였다. Crosby et al. (1990)은 미래의 거래가능성인 관계품질은 영업사원의 속성(유사성, 전문성)과 관계판매 행동(협력적인 의도, 상호 공유, 접촉 강도)의 영향을 받는다는 것을 확인하였다. 본 연구에서 공감대 형성은 영업사원이 고객과 교류하면서 개인정보의 공유, 취미활동, 식사 등을 함께하면서 공감대를 형성하는 것으로 보았다.

영업사원들은 고객과의 관계형성과 유지를 위하여 고객과의 동호회, SNS 모임 등의 사회적 네트워크를 구축하고, 다양한 모임을 주선하고 유지하며 활성화시킨다(Forret and Dougherty, 2004; Wolff and Moser, 2010; Michael and Yukl, 1993; Macintosh and Krush, 2017). 네트워킹 행동은 대상에 따라 내부 네트워크와 외부 네트워크로 구분된다(Michael and Yukl, 1993). 고객과의 관계형성을 위한 네트워킹 활동으로 Wolff and Moser (2010)는 고객과의 업무와 관련된 술자리에 참석, 학교 동문회, 개인 사교모임, 직종과 관련된 모임 참석, 교회나 지역 커뮤니티 활동, 업무와 관련 없는 농담을 주고받는 것 등을 예시하였다. 본 연구에서 네트워킹은 영업사원들이 고객과의 다양한 네트워크를 구축하고, 여러 가지 모임을 주선하고 활성화하는 것으로 보았다.

나. 고객관계형성 유형

영업고객관계형성 유형은 비즈니스 관계형성(business relationship building)과 사회적 관계형성(social relationship building)으로 나눌 수 있다(Henry, 1994; Iacobucci and Ostrom, 1995; Wish et al., 1976). Henry(1994)는 고객들의 영업사원들에 대한 태도에 따라 ①사적인 친분을 맺기 원하는 고객 ②업무적인 관계만을 원하는

고객 ③서비스가 적절하게 제공되는 한 관계에 무관심한 고객 등으로 구분하였다(박찬욱, 2009). Iacobucci and Ostrom (1995)는 상업적 관계(Commercial relationships)와 대인관계(Interpersonal relationships)로 구분하였고, Wish et al.(1976)은 업무적-사회적(work-social)로 구분하였다.

고객과의 관계에서 사회적 관계가 비즈니스 관계에 영향을 미친다(Butcher, Sparks, and O'Callaghan, 2002; Lian and Laing, 2007). Butcher et al. (2002)는 고객과 서비스 제공자의 관계는 일상적인 의미에서의 친구 같은 사회적 관계로, 이러한 우정은 비즈니스의 성공을 위한 중요한 요소가 된다고 보았다. Lian and Laing (2007)은 전문서비스를 제공하는 B2B 영업사원이 구축하는 사회적·개인적 관계가 비즈니스 관계와 고객 만족에 영향을 미친다고 하였다. 또한 사회적 관계는 ①업무장소나 업무시간 이외에서 형성되고 ②비즈니스(전문적) 관계를 확고히 하며 ③ 서비스 제공에 따라 고객만족에 영향을 미친다고 하였다. 본 연구에서는 비즈니스 관계형성은 고객들이 특정 영업사원과 비즈니스(업무)적인 관계를 구축하고 발전시키고자 하는 의도로 보았다. 사회적 관계형성은 고객들이 특정 영업사원과 비업무적인 사회적 또는 개인적인 관계를 구축하고 발전시키고자 하는 의도로 보았다.

다. 고객몰입

영업사원들의 고객관계형성의 결과는 영업사원과 기업의 관점에서는 영업성과와 매출액 등에서, 고객의 관점에서는 영업사원에 대한 만족, 신뢰, 몰입 등에서 확인할 수 있다(Morgan and Hunt, 1994; Palmatier, Jarvis, Bechkoﬀ, and Kardes, 2009).

Morgan and Hunt (1994)는 관계마케팅의 핵심 매개변수로 몰입과 신뢰가 가장 핵심적인 역할을 한다고 하였다. 그들은 하위 요인 중 관계종결비용, 관계적 혜택이 관계몰입에 영향을 미친다고 하였다. Palmatier et al. (2009)는 감성지능의 정서와 감사가 관계형성에 영향을 미치고 관계품질 요인인 신뢰와 몰입, 호혜(상호이익)에 영향을 미친다고 하였다. 송운현·심진보(2006)는 고객몰입을 교환관계에 있는 다른 사람과의 관계를 지속시키려는 노력과 믿음으로 보았다. 본 연구에서는 고객몰입을 영업사원과의 관계를 지속시키려는 고객들의 노력과 믿음으로 보았다.

2. 연구 가설

가. 고객관계형성 행동과 고객관계형성 유형 간의 관계

본 연구에서는 영업사원들이 고객관계형성을 위하여 필요한 고객관계형성 행동 요인을 Wish et al.(1976)의 가까움-소원함을 고려하여 접근행동, 소통행동, 유인행동, 공감대형성행동, 네트워킹행동으로 구분하였다.

영업사원은 고객과의 관계형성 초기에 개인의 친분, 지인의 소개 등 여러 가지 경로를 통하여 사전에 연락하여 약속, 방문, 면담 등의 접근행동을 한다. 영업사원은 고객과 초기 관계가 형성되면 고객의 니즈를 파악하여 자사의 상품과 비교하는 등 고객의 니즈에 적합한 다양하고 유익한 객관적인 정보를 제공하는 소통행동을 수행한다. 영업사원이 고객과의 장기적인 관계형성에서 고객니즈의 파악, 고객사에 대한 이해 등 커뮤니케이션이 매우 중요하다(Boles et al., 1996). 영업사원은 기업고객의 업무 관련자 또는 개인고객에 대하여 서비스 행동이나 유인행동으로 선물, 식사, 운동 등의 호혜적인 혜택을 제공한다(Ahearne et al., 2007). 이러한 영업사원의 유인행동은 고객들에게 보답하여야 한다는 마음을 일으키게 하여(Cialdini, 2001) 영업사원과 사회적 또는 비즈니스 관계를 형성하게 한다. 영업사원은 고객과 사생활, 취미, 신념, 개인적인 종교 등을 공유하여 공감대를 형성하여 사회적 또는 비즈니스 관계를 더 강하게 한다. 네트워킹은 일이나 경력에 도움을 줄 가능성이 있는 사람들과 모임을 통하여 관계를 유지하고 발전시키기 위하여 하는 행동(Forret and Dougherty, 2004)으로, 영업사원들은 고객과의 동호회, SNS 모임 등의 사회적 네트워크를 구축하고, 다양한 모임을 주선하고 유지하며 활성화시키면서 사회적 또는 비즈니스 관계를 형성하고 유지한다.

영업사원들은 이와 같이 고객관계형성 행동인 접근 행동, 소통 행동, 유인 행동, 공감대형성 행동, 네트워킹 행동을 통하여 고객과의 장기적인 비즈니스 관계와 사회적 관계를 형성할 것으로 예상된다(Boles et al., 1996). 따라서 고객관계형성 행동이 고객관계형성 유형에 미치는 영향관계에 대하여 다음과 같이 가설을 제시한다.

가설1: 고객관계형성인 접근행동, 소통행동, 유인행동, 공감대형성행동, 네트워킹행동은 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성에 각각 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

나. 고객관계형성 유형과 고객몰입 간의 관계

영업사원들의 고객관계형성의 결과는 영업사원과 기업의 관점에서는 영업성과와 매출액에서, 고객의 관점에서는 영업사원에 대한 만족, 신뢰, 몰입 등에서 확인할 수 있다 (Adhearne et al., 2007; Bejou, Wray, and Ingram, 1996; Crosby et al., 1990; Geige and Turley, 2005; Morgan and Hunt, 1994; Palmatier et al., 2007; Palmatier, Jarvis, Bechhoff, and Kardes, 2009). Geige and Turley(2005)는 영업사원과 고객 간의 내적관계(사회적 결속)는 고객의 개인적 만족, 몰입, 우정에 긍정적 영향을 미친다는 것을 확인하였다. Palmatier et al.(2007)은 영업사원의 사회적, 구조적, 재무적 마케팅 프로그램은 영업사원 및 판매기업과 구매기업의 관계품질에 영향을 미치고, 이러한 관계품질은 판매기업의 재무적 성과에 긍정적 영향을 미친다고 하였다.

고객관계형성 유형 간의 관계에서 비즈니스 관계와 사회적 관계의 영향관계에서 사회적 관계가 비즈니스 관계에 영향을 미치는 것을 선행 연구에서 확인할 수 있다(Butcher, Sparks, and O'Callaghan, 2002; Lian and Laing, 2007). Butcher et al.(2002)는 고객과 서비스 제공자의 관계는 일상적인 의미에서의 친구 같은 사회적 관계로, 이러한 우정은 비즈니스의 성공을 위한 중요한 요소가 된다고 보았다. Lian and Laing(2007)은 전문서비스를 제공하는 B2B 영업사원이 구축하는 사회적(개인적) 관계가 비즈니스 관계와 고객만족에 영향을 미친다고 하였다.

본 연구에서는 영업사원의 고객관계형성 유형인 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성이 고객몰입에 영향을 미칠 것으로 기대한다. 따라서 고객관계형성 유형이 고객몰입에 미치는 영향관계에 대하여 다음과 같이 가설을 제시한다.

가설2: 고객관계형성 유형인 비즈니스 관계형성은 고객몰입에 정(+의 영향을 미칠 것이다.

가설3: 고객관계형성 유형인 사회적 관계형성은 고객몰입에 정(+의 영향을 미칠 것이다.

다. 고객관계형성 행동과 고객몰입 간의 관계

영업사원들의 고객관계형성 행동은 고객만족, 고객몰입 등 관계품질 요인에 직접적인 영향을 미치고, 고객관계형성 유형에 따라 그 영향력은 달라진다. Palmatier(2006)는 영업사원들의 고객과의 소통, 유사성, 관계기간, 상호작용빈도 등이 고객몰입, 고객만족, 고객신뢰등의 관계요인에 영향을 미친다고 하였다. Crosby et al.(1990)은 관계품질은 영업사원의 속성(유사성, 전문성)과 관계판매 행동(협력적인 의도, 상호 공유, 접촉 강도)의 영향을 받는다는 것을 확인하였으며, B2B영업사원과 B2C영업사원의 차이를 함께 고려하였다.

본 연구에서는 영업사원의 고객관계형성 행동인 접근 행동, 유인 행동, 공감대형성 행동, 네트워킹 행동이 고객몰입에 영향을 미칠 것으로 기대한다. 따라서 고객관계형성 행동이 고객몰입에 미치는 영향관계에 대하여 다음과 같이 가설을 제시한다.

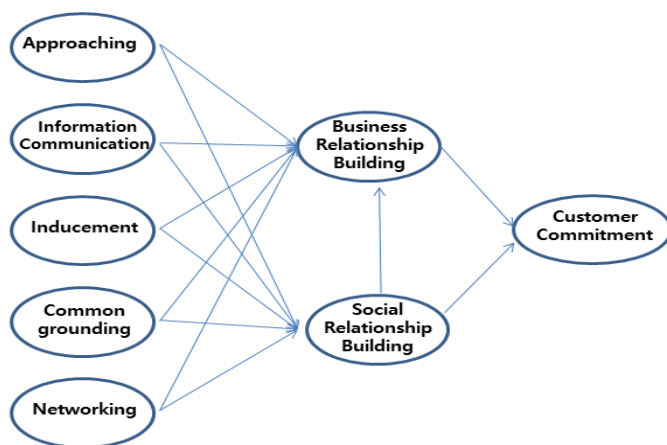
가설4: 고객관계형성 행동인 접근 행동, 소통 행동, 유인 행동, 공감대형성 행동, 네트워킹 행동은 고객몰입에 간접효과로 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

3. 연구방법론

구조방정식모형(structural equation model)은 우리의 관심영역 안의 잠재변수 또는 측정변수들 간의 서로의 구조적 인과관계를 일련의 선형방정식들로 정식화한 인과모형이다. 특히 구조방정식 모형은 매개변수의 사용과 매개변수의 역할에 대한 검정이 용이하다. 매개변수는 그 특성상 구조방정식 모형에서 설명변수와 반응변수의 역할을 동시에 하고 있어, 회귀분석의 경우 한 변수는 하나의 역할만을 해야 하므로 매개변수가 하나 이상인 경우 매개변수의 처리와 해석이 어렵게 된다(전희주, 2015; 이찬희·전희주, 2016).

본 연구의 고객관계형성 행동을 나타내는 접근, 소통, 유인, 공감대 형성, 네트워킹의 5개의 잠재변수, 고객관계형성 유형인 비즈니스 관계형성, 사회적 관계형성과 고객몰입 잠재변수들 간의 개념적 구조를 도식화한 구조방정식 연구모형은 <Figure 1>과 같다.

〈Figure 1〉 Research Model



잠재변수를 측정하기 위한 설문문의 내용은 보험가입고객의 고객관계형성 행동인 접근 5 문항, 소통 5문항, 유인 6문항, 공감대 형성 5문항, 네트워킹 7문항으로 구성된다. 고객관계형성 유형을 나타내는 잠재변수인 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성으로 구분되며 각각 5개의 측정 문항으로, 고객몰입은 4개의 측정 문항으로 구성된다. 〈Table 1〉은 고객관계형성 행동을 나타내는 접근, 소통, 유인, 공감대 형성, 네트워킹의 5개의 잠재변수들을 구성하는 측정변수들에 대한 설문 문항이다. 〈Table 2〉는 고객관계형성 유형인 잠재변수인 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성의 측정문항에 대한 설문 문항이다. 〈Table 5〉는 잠재변수로 반응변수인 고객몰입에 대한 측정을 위한 4개의 설문 문항이다.

〈Table 1〉 Latent Variable for Relationship Building

Latent Variables	questionnaires for measurement
approaching	The salesperson visits you after an appointment with me in advance.
	The salesperson keeps his appointment and time schedule with me.
	The salesperson behaves politely when he/she visits.
	The salesperson behaves friendly when he/she visits.
	The salesperson asks politely me for his next appointment.

information communication	The salesperson often provides new and useful information. The salesperson suggests the necessary goods according to the needs of me (or company). The salesperson summarizes and clearly delivers the necessary information. The salesperson objectively compares the product or service with other similar things when introducing. The salesperson understands his/her company's strengths and weaknesses when introducing a product or service. The salesperson answers to my question using up-to-date information related to the market.
inducement	The salesperson often gives me gifts for my birthdays, anniversaries, holidays, and so on. The salesperson is happy for me when good things happen to me such as my promotion. The salesperson often gives me a greeting card or a souvenir when something good happens to me. The salesperson never forgets to give his sympathy or condolences for the sorrow of his customers. The salesperson occasionally have lunch or dinner together. The salesperson share a hobby with me such as mountaineering and golf.
common grounding	I talk with the salesperson about background of each other, individual and family situation. I talk with the salesperson about each other's work. I talk with the salesperson about hobbies, favorite foods, movies, and entertainers. I talk with the salesperson about the value of life, religious beliefs and political beliefs of each other. I talk with the salesperson about the various words of social leaders.
networking	The salesperson tries to join a group as possible if it is helpful for sales. The salesperson leads to organize various groups for human networking. The salesperson creates diverse meetings with customers and arrange meetings. The salesperson makes several expert networks to obtain useful information to customers. The salesperson arranges meetings with customers using SNS(Kakao talk, Band, etc.). The salesperson helps to activate the meeting by using SNS(Kakao talk, Band, etc.). The salesperson arranges regular meetings using SNS(Kakao talk, Band, etc.).

〈Table 2〉 Latent Variable for Type of Customer Relationship Building

Latent Variables	questionnaires for measurement
business relationship building	I want to have an ongoing business relationship with the salesperson. I think it is desirable to have a continuous business relationship with the salesperson. I want to keep in touch with the salesperson frequently to solve business (work) related problems. I want the salesperson to visit me often to provide business (work) information. I want to meet the salesperson at my office or meeting room in business (work) relation.
social relationship building	I want to maintain an intimate relationship with the salesperson. I also talk to the salesperson about personal issues other than business. I get along with the salesperson like a friend or a younger/elder brother. I often have a chat with the salesperson. I interact with the salesperson at a private place such as a restaurant or a bar.

〈Table 3〉 Measurement Variable for Customer Commitment

Latent Variables	questionnaires for measurement
customer commitment	I try to maintain a friendly relationship with the salesperson. I hope that the relationship with the salesperson will continue. I believe that the relationship with the salesperson is well maintained. I think the relationship with the salesperson is important.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석 자료

본 연구는 보험가입 경험이 있는 고객을 대상으로 서울, 부산, 광주, 경기, 충청도 등에서 편의표본추출방법으로 설문대상을 선정하였다. 설문은 총236부를 접수하였으며, 보험 가입경험이 없거나 불성실한 48부 제외하여 190명을 연구대상으로 하였다.

〈Table 4〉에 제시된 표본의 특성을 살펴보면, 연구대상 190명 중 남성 56.8%, 여성 43.2%, 연령별 구성비는 20대 3.2%, 30대 16.3%, 40대 33.7%, 50대 42.6%, 60대 이상이 4.2%로 구성되었다. 학력은 고졸이하가 10.0%, 대졸 56.8%, 대학원 33.2%이며, 직업의 구성은 사무직이 52.1%, 자영업 8.6%, 판매서비스업 4.3%, 전문직 13.6%, 주부 11.4%, 기타가 10.0%를 차지하고 있다. 월 소득은 300만원 미만이 16.4%, 300~600만원 미만이 37.1%, 600만원~1억원 미만이 39.3%, 1억원 이상이 7.1%로 나타났다. 본 연구대상의 표본은 대졸 이상의 고학력자의 비중이 높고, 사무직/고소득자 및 50대 이상이 비중이 높은 특성을 보이고 있다. 이러한 분포는 나이가 적거나 저소득자인 경우에 영업사원과의 직접적인 관계를 통한 보험가입 경험이 없거나 적어 본 연구 설문에서 제외됨에 따라 발생하였다.

〈Table 4〉 Characteristics of Samples

Variables	categories	#	%
gender	male	108	56.8
	female	82	43.2
age	< 30	6	3.2
	30-39	31	16.3
	40-49	64	33.7
	50-59	81	42.6
	≥ 60	8	4.2
final education	≤ high school	19	10.0
	university	108	56.8
	graduate school	63	33.2

job	office	73	52.1
	self employed	12	8.6
	sales	6	4.3
	professional	19	13.6
	house wife	16	11.4
	ets.	14	10.0
monthly income (unit:10,000won)	< 300	23	16.4
	300~600	52	37.1
	600~10,000	55	39.3
	≥ 10,000	16	7.1
total	-	190	100.0

2. 실증분석 결과

〈Table 5〉는 잠재변수들에 대한 신뢰도 측정 요인으로 측정문항 설문들의 내적 일관성을 판정하는 Cronbach's α 값이다. 신뢰도는 모두 0.883~0.935내에 존재하며 측정모형의 신뢰성을 모두 만족한다고 할 수 있다(Nunnally, 1994; 전희주, 2015).

〈Table 5〉 Reliability for Measurement Error Model

Latent Variables	# of measurement item	Cronbach's α
approaching	5	0.893
information communication	6	0.904
inducement	6	0.875
common grounding	5	0.883
networking	7	0.945
business relationship building	4	0.904
social relationship building	3	0.903
customer commitment	4	0.933

〈Table 6〉은 고객관계형성 행동을 나타내는 잠재변수인 접근, 소통, 유인, 공감대 형성, 네트워킹, 고객관계형성 유형인 잠재변수인 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성, 잠재 반응변수인 고객몰입의 요인들끼리의 상호관련이 있는지를 알아보기 위한 Pearson 적률상관계수를 나타낸 것이다. 고객몰입과는 고객관계형성 행동의 모든 요인들과 고객관계

형성 유형의 두 요인 모두와 통계적 유의수준 0.01에서 모두 유의한 상관관계를 보여주고 있다. 비즈니스 관계형성은 고객관계형성 행동의 모든 요인들과 통계적 유의수준 0.01에서 모두 유의한 상관성을 보여준다. 사회적 관계형성은 고객관계형성 행동의 접근과는 통계적 유의수준 0.05에서 유의한 상관성을 가지며 소통, 유인, 공감대 형성, 네트워킹과는 유의수준 0.01에서 매우 유의한 상관관계를 보여준다.

〈Table 6〉 Intercorrelations between Measured Variables

Latent Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
1 approaching	1							
2 information communication	.50**	1						
3 inducement	.27**	.56**	1					
4 common grounding	.12	.48**	.73**	1				
5 networking	.11	.38**	.52**	.61**	1			
6 business relationship building	.31**	.46**	.58**	.56**	.45**	1		
7 social relationship building	.14*	.48**	.68**	.70**	.49**	.64**	1	
8 customer commitment	.47**	.58**	.59**	.50**	.30**	.67**	.63**	1

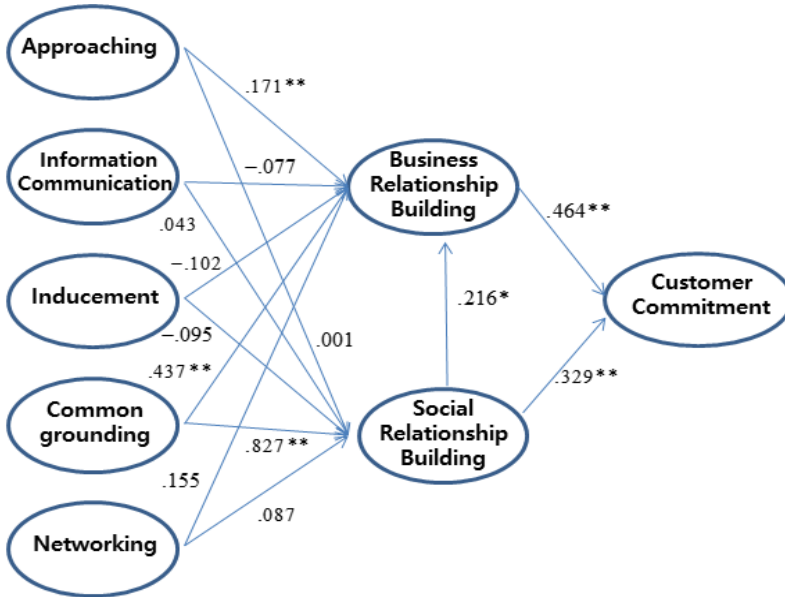
Note: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

〈Figure 2〉는 AMOS21을 이용해 얻은 최종 구조방정식 적합모형을 제시한 것이다. 화살표 위의 값은 경로계수(표준화회귀계수)와 통계적 유의성을 나타낸다. 〈Table 7〉은 선택된 구조방정식모형에 대한 적합도 결과를 보여준다. 모형적합도를 나타내는 통계량 값들은 $\chi^2=1134.11$, CFI=.949, IFI=.950, TLI=.941, RMSEA=.050, AIC=1574.1로 나타났다. 따라서 CFI, IFI, TLI가 .90이상으로 매우 양호하며, RMSEA는 0.05 이하로 본 연구에서 제안된 모형을 최적모형으로 채택하였다(Bentler and Weeks, 1980; Byrne, 2001; 전희주, 2015).

〈Table 7〉 Fitness Index of Proposed Model

Model	χ^2	df	p-value	CFI	IFI	TLI	RMSEA	AIC
proposed	1134.11	769	.000	.949	.950	.941	.050	1574.1

〈Figure 2〉 Final Structural Equational Model



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

〈Table 8〉은 선택된 구조방정식 모형 Figure 2에 대한 경로계수와 그에 대한 유의성 결과를 나타낸 표이다. 고객관계형성 유형인 사회적 관계형성에 영향을 주는 고객관계형성 행동 요인은 공감대 형성만이 유의한 정(+)의 영향($\beta = .827$, $p\text{-value} < 0.01$)을 주고 있다. 비즈니스 관계형성에 정(+)의 영향을 주는 요인으로는 고객관계형성 행동 요인은 공감대 형성($\beta = .437$, $p\text{-value} < 0.01$)과 접근($\beta = .171$, $p\text{-value} < 0.01$)이며 사회적 관계형성 또한 비즈니스 관계형성에 정(+)의 영향($\beta = .216$, $p\text{-value} < 0.05$)을 주는 것으로 나타났다. 고객관계형성 행동 요인인 공감대 형성 행동이 높으면 높을수록 사회적, 비즈니스 관계형성이 높아지고, 접근 행동이 높아지면 비즈니스 관계형성이 높아짐을 의미한다.

고객관계형성 유형인 사회적 관계형성($\beta=.329$, $p\text{-value}<0.01$)과 비즈니스 관계형성($\beta=.464$, $p\text{-value}<0.01$)은 모두 고객몰입에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 사회적 관계형성과 비즈니스 관계형성이 강화될수록 고객몰입은 높아짐을 의미한다. 비즈니스 관계형성이 사회적 관계형성보다 고객몰입에 미치는 영향력이 더 크므로 고객과의 장기적인 관계형성에 더 기여하는 것을 확인할 수 있다.

〈Table 8〉의 R^2 값은 경로모형의 예측력의 평가지표 중 하나로 분산을 얼마나 잘 설명해주고 있는지를 나타내준다(Barclay et al., 1995; Chin, Gopal, 1995). 본 연구에서는 사회적 관계형성에 대한 설명정도 R^2 는 68.7%이며, 비즈니스 관계형성에 대한 R^2 는 42.2%, 고객몰입에 대한 설명 정도는 R^2 는 50.0%로 경로모형의 설명력이 매우 높은 것을 확인할 수 있다.

〈Table 8〉 Parameter Estimates of the Structural Equation Model

Path		β	S.E.	C.R.	R^2
approaching	⇒	.001	.083	.014	.687
information communication	⇒	.043	.099	.546	
inducement	⇒	-.095	.098	-.895	
common grounding	⇒	.827**	.172	6.508	
networking	⇒	.087	.047	1.416	
approaching	⇒	.171**	.081	2.697	.422
information communication	⇒	-.077	.099	-1.001	
inducement	⇒	-.102	.092	-1.055	
common grounding	⇒	.437**	.189	3.017	
networking	⇒	.155**	.047	2.613	
social relationship building	⇒	.216*	.113	1.968	.500
social relationship building	⇒	.329**	.071	4.519	
business relationship building	⇒	.464**	.068	6.439	

Note: * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

〈Table 9〉은 비즈니스 관계형성과 고객몰입에 대한 직접효과, 간접효과와 총 효과를 나타낸 것이다. 직접효과는 설명변수의 요인이 반응변수에 직접적으로 영향을 미치는 효과를 의미하고 간접효과는 해당 요인이 다른 변수의 매개변수를 통해 간접적으로 영향을

미치는 효과를 의미한다. 고객관계형성 행동 유형인 공감대형성과 네트워킹의 고객몰입에 대한 간접효과는 각각 0.558($p\text{-value}<0.01$)와 0.110($p\text{-value}<0.05$)로 0.01에서 유의함을 보인다. 즉 고객관계형성 행동 유형인 공감대형성과 네트워킹은 고객몰입에 직접적인 연결은 되어 있지 않지만 고객관계형성 유형인 사회적 관계형성과 비즈니스 관계형성의 매개변수를 통해 고객몰입에 간접적으로 크게 영향을 주고 있음을 의미한다.

〈Table 9〉 Effects of Latent Variables

Path		direct	indirect	total
approaching	⇒	.171**	.000	.171**
information communication	⇒	-.077	.009	-.068
inducement	⇒	-.102	-.021	-.122
common grounding	⇒	.437	.178	.616**
networking	⇒	.155	.019	.174*
social relationship building	⇒	.216	-	.216*
approaching	⇒	-	.080	.080
information communication	⇒	-	-.017	-.017
inducement	⇒	-	-.088	-.088
common grounding	⇒	-	.558**	.558**
networking	⇒	-	.110*	.110*
social relationship building	⇒	.329**	.100	.429**
business relationship building	⇒	.464**	-	.464**

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

Ⅳ. 결론 및 시사점

기업의 시장 환경의 변화에 따라 보험영업사원들은 전통적인 경계연결자의 역할에서 고객과의 장기적인 관계형성을 통한 성과를 창출하는 역할로 변화하고 있다. 보험영업사원들은 고객과의 장기적인 관계형성을 위하여 고객관계형성 유형에 따라 필요한 행동요인들이 무엇인지 확인하는 것이 필요하다.

본 연구에서는 보험영업사원들이 관련 회사에서 요구받고 있는 고객과의 장기적인 관계형성을 위하여 고객관계형성 유형에 따라 필요한 고객관계형성 행동 유형이 무엇인지를 규명하고자 하였다. 또한 고객관계형성 행동 유형이 고객몰입에 미치는 영향관계에서 고객관계형성 유형의 매개효과를 확인하고자 하였다. 이를 위하여 보험가입경험이 있는 고객들을 대상으로 거래경험이 있는 영업사원에 대하여 평가를 하는 방식으로 구조방정식을 이용하여 연구를 수행하였다.

본 연구에서는 선행연구와 달리 고객관계형성 유형은 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성으로 구분하여 동시에 연구를 진행하였다. 또한 고객관계형성 유형에 영향을 미치는 행동유형을 Wish et al.(1976)의 가까움-소원함을 고려하여 접근행동, 소통행동, 유인행동, 공감대형성행동, 네트워킹행동으로 구분하였다.

이론적 시사점으로 첫째, 비즈니스 관계형성에 영향을 미치는 고객관계형성 행동은 접근행동과 공감대형성행동이다. 실증분석 결과 비즈니스 관계형성에 영향을 미치는 고객관계형성 행동은 접근행동과 공감대형성행동이 통계적으로 유의한 영향을 주고 있다는 것이 확인되었다. 이는 영업사원들이 고객과의 비즈니스 관계형성을 위하여 접근행동과 공감대형성행동에 특히 주력해야 한다는 것을 의미한다.

둘째, 사회적 관계형성을 위해서는 공감대형성행동이 매우 중요하다. 실증분석 결과 사회적 관계형성에 영향을 미치는 고객관계형성 행동은 공감대형성행동만이 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음이 확인되었다. 이는 공감대형성행동이 이루어지면 사회적 관계형성 뿐만 아니라 비즈니스 관계형성이 높아지는 것을 의미한다.

셋째, 비즈니스 관계형성을 위해서는 사회적 관계형성이 선행되는 것이 효과적이다. 고객관계형성 유형인 사회적 관계형성은 비즈니스 관계형성에 통계적으로 유의한 영향을

주고 있다. 이는 사회적 관계형성과 비즈니스 관계형성이 강화될수록 고객몰입이 높아진다는 것을 의미한다.

실무적 시사점으로 첫째, 영업 관리자들은 보험영업사원들이 더 나은 성과를 창출할 수 있도록 고객몰입을 위한 고객과의 장기적인 관계형성에 노력하도록 하여야 한다. 이를 위하여 사회적 관계형성 뿐만 아니라 비즈니스 관계형성에 더욱 노력하도록 관심을 기울여야 한다. 둘째, 영업 관리자들은 보험영업사원들이 비즈니스 관계형성과 사회적 관계형성을 위하여 접근행동, 공감대형성행동, 네트워킹행동에 더욱 노력하여야 한다는 것이다. 특히 공감대형성행동은 사회적 관계형성과 비즈니스 관계형성을 지속적으로 수행하기 위한 가장 중요한 행동 요인이라는 점에 주목하여야 한다.

본 연구의 한계점으로는 첫째, 보험회사 소속 보험영업사원, GA소속 보험영업사원, 보험중개사 등 보다 다양한 보험영업사원을 대상으로 하지 못하였다. 여러 가지 유형의 보험영업사원 집단에 따라 고객관계형성 행동 유형과 고객관계형성 유형에서 차이가 나타나는지에 대한 구체적인 연구가 필요해 보인다. 이에 따라 각각의 보험영업사원들에게서 나타나는 행동요인들을 보다 심층적으로 분석하고 실천할 수 있도록 하여야 할 것이다. 둘째, 고객관계형성 행동 유형을 보다 다양화하여 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 고객관계형성 행동을 영업프로세스에 따라 주요한 행동을 중심으로 살펴보았으나, 보다 다양하고 구체적인 고객관계형성 행동들에 대해서 실증적인 분석을 통하여 고객몰입과 고객관계형성 유형에 유의미한 행동을 찾아내고 실무적으로 실천할 수 있도록 하는 것이 필요할 것이다.

참고문헌

- 박찬욱 (2017), (고객관계 구축을 위한) **영업관리** (제2판), 도서출판 청람.
- (Translated in English) Park, C. (2017). *Sales Management for Customer Relationship Building* (2nd), Chungnam.
- 박찬욱·조아라·안성민 (2015), “B2B 영업사원의 역량모델 개발을 위한 탐색적 연구”, **마케팅관리연구**, 제20권 제3호, 마케팅학회, pp. 31-63.
- (Translated in English) Park, C., Cho, A., and S., Ahn (2015). “An Exploratory Study on the Development of Competency Model for B2B Salespeople”, *Journal of Marketing Management Research*. 20(3): 31-63.
- 송윤현·심진보 (2006), “서비스품질과 관계품질의 성과”. **경영학연구**, 제35권 제4호, pp. 1261-1280.
- (Translated in English) Song, Y., and J., Shim (2006). “The Performance of Service and Relationship Quality”, *Korean Management Review*, 35(4): 1261-1280.
- 오현석·배진현·윤정이 (2010), “자동차 영업사원의 핵심역량에 관한 연구”. **기업교육과 인재연구**, 제12권 제1호, 한국기업교육학회, pp. 41-68.
- (Translated in English) Oh, H., Bae, J., and J., Yoon (2010). “A Study on The Core Competencies of Car Salespeople”, *Journal of Corporate Education and Talent Research*, 12(1): 41-68.
- 이찬희·전희주 (2016), 구조방정식을 활용한 개인연금 가입의 결정요인 분석, **한국데이터정보과학회지**, 제27권 제2호, 한국데이터정보과학회, pp. 437-449.
- (Translated in English) Lee, C., and H., Chun (2016). An Analysis of Determinants of Individual's Pension Purchase Using Structural Equation Model, *Journal of the Korean Data And Information Science Society*, 27(2): 437-449.
- 전희주 (2015), “구조방정식 모형을 활용한 보험설계사의 이직후만족도 분석”, **Journal**

of the Korean Data Analysis Society, 제17권 제4호, 한국자료분석학회, pp. 1897-1909.

(Translated in English) Chun, H. (2015). "Analysis of Life Planners' Satisfaction Using Structural Equation Mode", *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 17(4): 1897-1909.

Ahearne, M., R., Jelinek, and E., Jones (2007). "Examining the effect of salesperson service behavior in a competitive context", *Journal of the Academy of Marketing Science*, 35(4): 603-616.

Barclay, W., C., Higgins, and R., Thompson (1995). "The partial least square(PLS) Approach to causal modeling: personal computer adoption and use as an illustration", *Technology Studies*, 2(2): 285-309.

Bentler, M., and G., Weeks (1980). "Linear structural equations with latent variables", *Psychometrika*, 45: 289-308.

Boles, J., H., Barksdale, and J., Johnson (1996). "What national account decision makers would tell salespeople about building relationships", *The Journal of Business and Industrial Marketing*, 11(2): 6-17.

Bradford, K., S., Brown, S., Ganesan, G., Hunter, V., Onyemah, R., Palmatier, D., Rouziés, R., Spiro, H., Sujan, and B., Weitz (2010). "The embedded sales force: connecting buying and selling organizations", *Marketing Letters*, 21(3): 239-253.

Butcher, K., S., B., Sparks, and F., O'Callaghan (2002). "On the Nature of Customer-Employee Relationships", *Marketing Intelligence and Planning*, 20(5): 297-306.

Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS*, Mahwah, New

- Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Chin, W., and A., Gopal (1995). "Adoption intention in GSS: Relative importance of beliefs", *Data Base Advances*, 26(2): 42-64.
- Cialdini, B. (2001). "The Science of Persuasion", *Scientific American*, 284(2): 62-67.
- Crosby, A., R., Evans, and D., Cowles (1990). "Relationship quality in services selling: An interpersonal influence perspective", *Journal of Marketing*, 54(3): 68-81.
- Dwyer, F., P., Schurr, and S., Oh (1987). "Developing Buyer-Seller Relationships", *Journal of Marketing*, 51(2): 11-27.
- Edvardsson, B., Holmlund, B., and T., Strandvik (2008). "Initiation of relationships in service dominant settings", *Industrial Marketing Management*, 37(3): 339-350.
- Fixson, S. (2012). *A Simultaneous Examination of the Effects of Salesperson Relationship-building Activities on Retail Buyers' Purchase Decisions*, PQDT-UK & Ireland.
- Forret, M. L., and W., Dougherty (2004). "Networking behaviors and career outcomes: differences for men and women?", *Journal of Organizational Behavior*, 25(3): 419-437.
- Geiger, S. and D., Turley (2005). "Socializing behaviors in business-to-business selling: an exploratory study from the Republic of Ireland", *Industrial Marketing Management*, 34(3): 263-273.
- Gremler, D., and K., Gwinner (2008). "Rapport-Building Behaviors Used by Retail Employees", *Journal of Retailing*, 84(3): 308-324.
- Hedda, Laurids (1996). "Customer acquisition in sticky business markets", *International Business Review*, 5(5): 509-530.

- Henry, John W. (1994). "The Service Employee's Pivotal Role in Organizational Success", *Journal of Services Marketing*, 8(4): 25-35.
- Iacobucci, D., and A., Ostrom (1996). "Commercial and Interpersonal Relationships: Using the Structure of Interpersonal Relationships to Understand Individual-to-individual, Individual-to-firm, and Firm-to-firm Relationships in Commerce", *International Journal of Research in Marketing*, 13: 53-72.
- Jacobs, S., Evans, K., Kleine, R., and T., Landry (2001). "Disclosure and Its Reciprocity as Predictors of Key Outcomes of an Initial Sales Encounter", *Journal of Personal Selling and Sales Management*, 21 (Winter): 51-56.
- Lambert, B., Plank, E., Reid, A., and D., Fleming (2014). "A competency model for entry level business-to-business services salespeople", *Services Marketing Quarterly*, 35(1): 84-103.
- Lian, S., and W., Laing (2007). "Relationships in the purchasing of business to business professional services: The role of personal relationships", *Industrial Marketing Management*, 36(6): 709-725.
- Macintosh, G., and M., Krush (2017). "Networking Behavior and Sales Performance: Examining Potential Gender Differences", *Journal of Marketing Theory and Practice*, 25(2): 160-170.
- Marshall, W., Moncrief, C., and G., Lassk (1999). "The current state of sales force activities", *Industrial Marketing Management*, 28(1): 87-98.
- Michael, J., and G., Yukl (1993). "Managerial level and subunit function as determinants of networking behavior in organizations", *Group and Organization Management*, 18(3): 328-351.
- Morgan, M., and S., Hunt (1994). "The Commitment-Trust Theory of Relationship Marketing", *Journal of Marketing*, 58(July): 20-38.

- Nunnally, C., and H., Bernstein (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.), New York, NY: McGraw-Hill.
- Palmatier, W. (2006). "Factors Influencing the Effectiveness of Relationship Marketing: A Meta-Analysis", *Journal of Marketing*, 70(4): 136-153.
- Palmatier, W., Jarvis, B., Bechkoff, R., and R., Kardes (2009). "The role of customer gratitude in relationship marketing", *Journal of Marketing*, 73(5): 1-18.
- Ramsey, R., and R., Sohi (1997). "Listening to Your Customers: The Impact of Perceived Salesperson Listening Behavior on Relationship Outcomes", *Journal of the Academy of Marketing Science*, 25(2): 127-137.
- Spencer, M., and S., Spencer (1993). *Competence at Work: Models for Superior Performance*, 1st ed.. John Wiley and Sons.
- (한글 번역) 민병모·박동건·박종구·정재창 (1998), **핵심역량모델의 개발과 활용**, PSI 컨설팅.
- Weitz, B. (1981). "Effectiveness in Sales Interactions: A Contingency Framework", *Journal of Marketing*, 45(1): 85-103.
- Wish, M., Deutsch, M., Kaplan, S., and T., Lanzetta (1976). "Perceived dimensions of interpersonal relations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 33(4): 409-420.
- Wolff, G., and K., Moser (2010). "Do specific types of networking predicts specific mobility outcomes? A two-year prospective study", *Journal of Vocational Behavior*, 77: 238-245.

Abstract

This study divides the types of customer relationship buildings required for long-term relationships of insurance salesperson with customers into business relationship building and social relationship building. After identifying the types of behaviors of salesperson that affect the type of customer relationship building, we examine the impact of customer relationship type on customer commitment through the structural equation. Salesperson need to focus more on business relationship building to form long-term relationships with customers, and for that purpose, the action factors of customer relationship building include effective approaching, common grounding and networking behavior. Social relationship building has also been shown to have a significant impact on business relationship building, and both business and social relationship building have significant implications for customer commitment. The research finds that salesperson should work harder on forming business relationship building and that it is effective to continue to carry out business relationship building combined with social relationship building.

※ **Key words:** structural equation model, customer commitment, customer relationship building behaviors, customer relationship building types, social relationship building, business relationship building