Journal of Insurance and Finance

Effects of Channel Diversification on New Contracts in Life Insurance Companies — Kyonghee Lee · Chulkyung Ahn

A Study on the Determinants of the Surrender Behavior for Type 3 Insurance — Changsu Ouh · Nayeon Kwon

A Study on the Valuation of Mortality Rate Risk Adjustment under IFRS17 — Kyusuh Park · Sejoong Kim

The Insurance Purchase Effect of the Relationship between Customer and Insurance Agent Using Negative Binomial Regression — Bokhee Park · Heuiju Chun

kiri 보험연구원
Korea Insurance Research Institute

보험금융연구

2018년 11월 제29권 제4호 · 통권 제93호

kiri 보험연구원

보험금융연구

ISSN 2384-3209

제29권 제4호 · 통권 제93호
| 2018년 11월

생명보험사의 채널다각화가 신계약 성과에 미치는 영향 — 이경희 · 안철경

제3보험의 해약 결정요인에 관한 연구 — 오창수 · 권나연

국제회계기준(IFRS17)하에서의 사망률 위험조정 평가 — 박규서 · 김세중

음이항회귀모형을 이용한 보험고객과 설계사의 관계설정이 보험 구매에 미치는 영향 — 박복희 · 전희주

kiri 보험연구원
Korea Insurance Research Institute

편 집 위 원 회

위 원 장 오창수(한양대학교 교수)

편집위원 권용재(국민대학교 교수)
김 범(숭실대학교 교수)
김은경(한국외국어대학교 교수)
박기영(연세대학교 교수)
박소정(서울대학교 교수)
변희섭(한림대학교 교수)
윤석명(보건사회연구원 연구위원)
이상호(전남대학교 교수)
전희주(동덕여자대학교 교수)
정세창(홍익대학교 교수)
정중영(동의대학교 교수)
조석희(안동대학교 교수)
조혜진(인천대학교 교수)
한상범(경기대학교 교수)
Hua Chen(Temple University)
Kili Chiling Wang(Tamkang University) 〈가나다순〉

편집간사 정원석(보험연구원 연구위원)

본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.

보험금융연구 제29권 제4호 (통권 제93호)

발행일 2018년 11월 30일
발행인 한기정
편집인 오창수
발행처 보험연구원
등 록 2016년 9월 23일 영등포바 00139
주 소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9055
Fax: 02-3775-9105 E-mail: journal@kiri.or.kr
인 쇄 신우씨앤피

정가 10,000원

보험금융연구 제29권 제4호 (2018. 11) pp. 3-28
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2018.29.4.001

생명보험사의 채널다각화가 신계약 성과에 미치는 영향

Effects of Channel Diversification on New Contracts in Life Insurance Companies

이 경 희*·안 철 경**
Kyonghee Lee·Chulkyung Ahn

본 논문에서는 전속 대면설계사 조직을 운영 중인 생명보험회사를 대상으로 최근 10년간(2007~2016) 월납 초회보험료 성과 및 다각화 수준을 분석하였다. 동 기간 등록 설계사 규모는 연평균 1.7% 감소한 반면, 실제 영업성과가 존재하는 가동 설계사 규모는 3.3% 감소하였다. 2016년 기준 가동률은 61.0% 수준에 불과하여 전속 대면설계사 조직의 운영효율성이 낮은 것으로 나타났다.

생명보험회사의 신계약 판매채널이 독립법인대리점(GA), 방카슈랑스 및 비대면으로 다각화됨에 따라 월납 초회보험료 중 전속 대면설계사가 차지하는 비중은 2007년 62.5%에서 2016년 42.6%로 하락하였다. 전속 대면설계사 조직의 위축에도 불구하고, 신계약 성과에 대한 회귀분석 결과, 회사의 가동 설계사 규모가 1% 증가할 때 전체 월납 초회보험료 및 종신보험의 월납 초회보험료 규모는 각각 0.537%, 0.666% 성장하는 것으로 나타났다. 채널다각화 수준과 상품 포트폴리오 간 회귀분석 결과에서는 종신보험 비중이 높은 회사는 채널다각화 수준이 상대적으로 낮은 것으로 나타나 상품과 판매채널 간 유의한 관련성이 확인되었다.

채널다각화에도 불구하고 전속 대면설계사 조직은 신계약 성장과 밀접한 관련성을 갖고 있기 때문에 생명보험회사는 전속조직 효율화를 통해 새로운 환경에 적응해야 할 것이다.

국문 색인어: 보험판매채널, 전속설계사, 판매채널다각화
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601, B051609

* 상명대학교 글로벌금융경영학과 부교수(khlee@smu.ac.kr), 제1저자
** 보험연구원 선임연구위원(ckahn@kiri.or.kr), 교신저자
논문 투고일: 2018. 04. 11, 논문 최종 수정일: 2018. 11. 07, 논문 게재 확정일: 2018. 11. 15

I. 서론

생명보험상품은 자발적 구매가 이루어지지 않아 판매채널의 경쟁력이 영업성과를 결정하는 핵심 요인 중 하나라고 인식되어 왔다. 우리나라의 생명보험상품 판매 시스템은 2000년대 초반까지만 해도 전속 대면설계사 중심으로 운영되었으나, 시장 환경의 변화로 인해 방카슈랑스, 독립법인대리점(GA: General Agency, 이하 GA라고 함), 비대면(TM: Tele-Marketing, CM: Cyber Marketing, DM: Direct Mail, 홈쇼핑) 등 새로운 채널로 다변화되었다.

전속채널은 가장 전통적인 시스템으로 보험회사가 인력선발, 자금투여, 교육훈련, 영업활동, 관리감독 등 일련의 판매 관련 업무를 지원 및 관장하며, 이에 대한 반대급부로서 자사의 상품만 독점적으로 판매하도록 요구한다.[1] 이에 비해 GA는 보험회사의 외부채널로서 특정 보험회사에 소속되지 않고 다양한 회사의 상품을 판매할 수 있다. 따라서 GA는 전속채널에 비해 보험회사의 채널 통제력이 떨어지는 단점이 있으나, 채널 구축에 소요되는 시간과 비용을 절감할 수 있다는 장점도 존재한다.

2000년대 이후 전통적인 전속채널[2]에 대한 의존도가 낮아지고, 대부분의 회사에서 복수의 채널을 활용하는 멀티채널 전략을 추구하게 되었다. 그러나, 생명보험회사 차원에서 볼 때 규모, 상품믹스, 마케팅 전략, 운영방식 등이 다르기 때문에 외부 환경의 변화에 대한 대응이 상이할 수 있다. 최근에는 비전속채널인 GA시장의 급성장으로 전속설계사 제도가 변화의 조짐을 보이면서, 향후 자문설계형 채널과 (단순)판매형 채널로 역할분담이 예상되는 상황이다.

이에 본 논문에서는 생명보험회사의 신계약 추이를 전속설계사의 비중 축소와 채널다각화 측면에서 살펴보고자 한다. 우선 생명보험회사의 내부 자료인 월납 초회보험료 실적을 활용하여 최근 10년간(2007~2016) 회사별 채널 변화 및 성과를 분석한다. 판매채널별 신계약 성과 및 채널다각화 추이를 전속설계사 중심으로 살펴보고, 설계사 조직으로 신규 인

1) 보험업법 제85조 제1항 및 제2항에 근거한 '일사전속주의' 규정으로 1977년 법에 규정되었다.
2) 전속채널은 판매방식에 따라 대면과 비대면으로 구분되는데, 본 논문의 관심 영역은 대면이다. 본고에서 '전속설계사'는 전속 대면설계사, '전속채널'은 '전속대면채널'을 의미한다.

력 유입 및 유출, 재적 대비 실제 영업활동에 참여하는 가동률 추이를 살펴본다. 패널 회귀분석을 통해 개별 회사 차원에서 가동 설계사 규모가 신계약 성과에 어느 정도 영향을 미치는지 규명하고, 상품 포트폴리오가 채널다각화 수준에 미치는 영향도 파악한다. 등록 설계사가 아니라 실제 영업활동에 참여한 가동 설계사를 대상으로 신계약 성과를 분석하였다는 점이 이 연구의 차별성이다.

아울러 월납 초회보험료 기준으로 판매채널별 성과를 비교하였다는 점도 선행연구와 차별화된다. 대부분 판매채널별 점유율 산출 시 월납과 일시납 계약의 초회보험료를 단순 합산하여 산출된 수치를 사용하는데, 이럴 경우 생명보험회사에 미치는 실질적인 영향력 측면에서 착시 현상이 발생할 수 있다. 예를 들면, 2016년 기준 전체 초회보험료(임직원 제외) 기준으로 채널 점유율을 산출하면, 방카슈랑스 비중은 71.2%에 달하는데 비해 전속설계사와 GA 비중은 각각 20.6%, 7.9%에 불과하다.[3] 이는 초회보험료를 납입방법별로 구분하여 각 채널의 실적을 집계한 데이터가 외부로 공표되지 않기 때문이다.

이에 본 논문에서는 생명보험회사들이 내부적으로 매월 상호 교환하는 채널별 월납 초회보험료 실적을 활용하여 전속설계사를 중심으로 한 판매성과를 살펴본다. 월납 초회보험료는 신규 보험계약자가 납입하는 1회차 월 보험료를 의미하며, 이 지표는 회사별 영업성과와 시장점유율을 대리하는 지표로 활용된다.[4] 월납 초회보험료는 월납 계약만을 포함하기 때문에 비월납(분기납, 반기납, 연납 및 일시납) 계약으로 인한 성과는 포함되지 않는다. 물론 월납 계약 기준으로 보더라도 전속설계사 영향력이 감소하고 다른 채널의 영향력이 확대되어 온 큰 흐름은 크게 달라지지 않을 것이다. 그럼에도 불구하고, 시장참여자에게 정확한 정보를 제공한다는 측면에서 의미 있는 작업이라고 본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 선행연구를 개관하고, III장에서는 등록한 전속설계사의 특성에 대해 살펴보고, 가동률 및 채널다각화 수준에 대해 기술한다. IV장에서

3) 2016년 전체 초회보험료(월납+일시납 등 비월납 합계=15조 4,701억 원) 기준으로 산출된 채널별 비중(임직원 20.5%, 설계사 16.4%, 대리점 6.3%, 방카슈랑스 56.6%, 기타 0.2%)에서 임직원을 제외하고 점유율을 재산출한 결과이다(보험연구원, 보험동향, 2017년 봄호 자료를 이용하여 저자 계산).

4) 생명보험회사가 월납 초회보험료를 핵심 영업지표로 활용하고 있는 이유는 이익기여도 측면에서 볼 때, 보험료 유입이 1회에 그치는 일시납 계약에 비해 수년간 지속되는 월납 계약의 효과가 훨씬 크기 때문이다.

는 패널데이터를 활용하여 실제 가동 설계사 규모 및 채널다각화 수준이 신계약 성과에 미치는 영향을 회귀분석한다. 아울러 상품 포트폴리오와 채널다각화 간 관계에 대해서도 회귀모형을 통해 검증한다. 마지막 V장에서는 본 연구의 분석결과를 요약하고 한계점 및 향후 연구과제를 제시한다.

II. 선행연구

다각화 전략의 효과에 대한 선행연구는 주로 상품 관점에서 이루어졌다. 이론상 상품다각화의 효과는 리스크를 축소시키고, 범위의 경제 및 내부자본시장을 가능하게 하여 보험회사의 성과를 높인다는 가설(conglomeration hypothesis)과 대리인 비용을 증대시키고 경쟁력이 낮은 분야에 대한 보조를 가능하게 하여 성과를 낮춘다는 가설(strategic focus hypothesis)이 대립된다.

Meador et al.(2000)는 생명보험회사를 대상으로 6개 종목에 대한 허핀달지수를 측정한 결과, 상품다각화 수준이 높을수록 효율성도 높은 것으로 나타났다(conglomeration hypothesis 지지). 저자들은 다양한 종목을 취급하는 보험회사는 투입자원 공유와 외부환경 변화에 대응하여 효율적인 자원배분이 가능하므로 비용효율성이 높다고 보았다. 이에 비해 Cummins and Nini(2002) 연구에서는 보험종목 다각화와 자기자본이익률(ROE) 간 음(-)의 관계가 나타났다(strategic focus hypothesis 지지).

Berger et al.(1997)은 금융회사의 다각화 모형과 특화 모형에 대한 지지 여부가 분석대상이 되는 특정 시기와 관련된다고 보았다. 1980년대 전반에는 다각화 모형이 우위에 있었으나, 1988~1992년에는 특화 모형의 적합성이 더 높다는 것이다.

판매채널 측면의 연구는 주로 전속채널과 독립채널의 상대적 성과를 비교하는데 초점을 두고 있다. Barrese et al.(1995)는 미국 주(州)별 개인용 자동차보험을 취급하는 손해보험회사의 민원건수를 분석하였다. 회귀분석 결과, 독립채널 중심의 회사가 전속채널을 포함한 여타 채널 중심의 회사보다 더 양질의 서비스를 제공하는 것으로 나타났는데, 이는 사고처리 과정에서 독립채널의 서비스가 더 우수하기 때문으로 풀이된다.

Klumpes and Schuermann(2011)은 유럽 소재 생명보험회사들을 대상으로 1995년부터 2007년까지 판매채널전략이 회사의 효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 독립채널 대비 전속채널을 활용한 회사의 효율성이 낮은 것으로 나타났으나, 생존할 확률은 더 높은 것으로 나타났다. Carr et al.(1999) 연구에서도 전속채널 의존도가 높은 생명보험회사는 비용효율성이 낮은 것으로 나타났다.

Lombardi(2009)는 McKinsey&Company가 미국의 채널별 상대적 수익을 7점 척도로 비교 분석한 결과[5]를 보여주면서 비용 측면에서 단위당 코스트는 전속채널보다 독립채널이 낮지만 보험회사의 수익성은 독립채널보다 전속채널이 높다고 주장하였다. 즉, 단순히 채널당 소요 비용만을 비교했을 경우 독립채널이 낮지만, 유지율이나 판매상품의 내재가치(embedded value) 등을 고려할 경우 보험회사의 손익 측면에서는 오리려 전속채널을 운영하는 것이 유리할 수 있다는 것이다.

채널별 성과와 관련한 국내 연구는 데이터의 제약으로 인해 미흡한 수준이다. 보험개발원(2013)에서 생명보험회사의 내재가치 및 내재가치 마진율[6]을 채널별로 분석하였는데, 그 결과 전속 설계사가 가장 우수하고, 비대면, 대리점 및 방카슈랑스 순으로 추정되었다. 이러한 결과를 토대로 대리점 및 방카슈랑스 채널 의존도가 높아질 경우 생명보험회사의 수익성 및 재무건전성이 하락할 수 있음을 우려하였다. 아울러 우수한 전속 설계사 확충 및 지속적인 교육을 통해 영업 경쟁력을 확보하는 것이 필요함을 주장하였다.

국내 보험회사의 채널다각화가 진행되는 과정에서 자연스럽게 다양한 채널과 상품을 결합하여 활용하는 채널믹스(결합)에 대한 연구도 이루어졌다. 안철경·정세창(2010)은 채널별 특성과 채널 유형(전속대면, GA, 방카슈랑스, 비대면채널, 대안채널) 및 생명보험상품 간 적합성 분석을 통해 최적 채널포트폴리오 전략을 제시하였다.

오기석(2009, 2010)은 생명보험 상품의 계약유지율을 사용하여 채널별 유형(방카슈랑스/설계사/홈쇼핑/대리점/TM) 또는 대면·비대면 판매방식에 따른 결합효과의 적합성을 실증적으로 분석하였다. 분석 결과 채널 적합성에 영향을 미치는 요인은 고객의 자발성(자신의 잠재수요를 인지하여 스스로 상품을 구매하는 고객)과 판매채널의 능력(고객접근력,

5) 상대적 수익은 전속채널이 6.0으로 가장 높고, 직판(4.6), 통신판매(4.5), 은행(3.8). 브로커딜러(3.6), PPGA(2.8), BGA/IMO(1.8) 순으로 나타났다.
6) 내재가치 마진율=내재가치/수입보험료 현재가치

정보제공력, 계약유인력, 계약유지력)으로 나타났으며, 이 두 요인은 고객 및 상품별로 달리 나타난다는 점을 밝혔다.

안철경·정세창(2017)은 채널다각화에 따라 모집시장의 주된 이슈로 대두되고 있는 채널간 설계사의 이직요인을 연구하였다. 채널의 유형(전속/GA/TM) 및 특성(계약성과, 만족도, 평판, 경력 등)에 따라 설계사의 이직에 영향을 미치는 요인을 밝히고, 특히 전속설계사가 GA로 이직하는 원인을 설명하였다.

그밖에도 김석영·이선주(2016)은 전속설계사 조직의 고령화에 대해 분석하였다. 50대 설계사의 비중이 크게 증가(2007: 12.0% vs. 2015: 29.0%)하는 가운데 저출산·고령화로 노동력 부족 문제가 발생하면 신규 인력 확보가 어려워질 것을 우려하였다. 안철경·정인영(2018)은 전속설계사의 고령화가 진행될수록 신계약 생산성이 낮아지고, 단순한 상품판매에 집중하는 경향을 보이며, 영업조직의 역동성이 낮아질 것으로 우려하였다. 이렇게 될 경우 보험회사의 손익구조에도 부정적 영향을 미쳐 전속설계사 중심 영업방식에 대한 논의를 촉발시킬 것으로 보았다. 이에 새로운 환경에 대응할 수 있도록 인력 및 조직 인프라를 재구성하는 것이 필요하며, 특히 자문설계형 채널과 단순판매형 채널로의 역할 분담에 대비할 필요가 있음을 주장하였다.

Ⅲ. 전속설계사 및 채널의 변화

1. 전속설계사

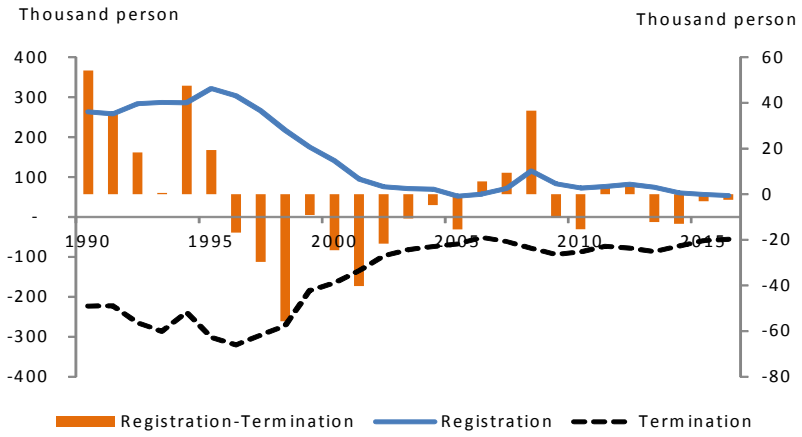
가. 신규 등록 및 말소 추이

생명보험회사의 전속설계사 활용은 우선적으로 인력 공급과 관련되어 있다. 〈Figure 1〉는 1990년부터 2016년까지 전속설계사(대면+비대면)의 신규 등록, 말소 및 순증(신규등록자-말소자) 추이를 나타낸 것이다. 1990년대 전반기에는 매년 26~30만 명에 달하는 신규 인력이 전속설계사 조직으로 유입되었고, 이에 상응하여 유출 규모도 컸지만(소위 대량도입·대량탈락), 전체적으로 유입이 유출을 초과하여 인력 수요자인 보험회사 중심의 시

장이었다.

그러나, 본 논문의 관심 시기인 2007-2016년에는 대체적으로 유출이 유입을 초과하여 전속설계사 규모가 축소되었다. 2014년의 경우 신규 등록자는 7만 5천 명인데 비해 말소자는 8만 7천 명에 달해 1만 2천 명이 감소하였다. 2016년 말 기준 등록된 설계사의 규모는 12만 6천여 명 수준으로 나타났는데 이는 1990년 23만 2천 명의 절반 수준에 불과한 것이다.

〈Figure 1〉 Solicitors' Registration and Termination



Note: Lefthand and righthand represent the level of registration/termination size and the gap between them, respectively.
Source: Korea Life Insurance Association, 50 Years Statistics FY1967-FY2016.

나. 전속설계사 가동률

생명보험회사의 신계약 영업에 영향을 주는 변수는 등록된 설계사가 아니라 실제 영업활동에 참여한 설계사 규모일 것이다. 생명보험업계에서는 리크루팅 및 육성 담당을 제외하고 월 1건 이상 판매한 설계사를 가동, 그렇지 못한 설계사를 비가동이라고 한다. 가동률은 등록 설계사 대비 가동 설계사 비중을 의미하며, 가동률이 높을수록 설계사 조직이 효율적으로 운영된다고 볼 수 있다(한국금융신문, 2014. 4. 23). 본고에서는 업계 관행에 따라 월 1건 이상 보험계약을 체결한 설계사를 가동 설계사라고 정의한다.

〈Table 1〉은 전속설계사 조직을 운영한 생명보험회사(n=17)를 대상으로 2007년부터 2016년까지 등록 설계사 및 가동 설계사 규모와 각각의 증감률을 정리한 것이다. 분석 대상 회사에 등록된 설계사 규모는 2007년 14만 2천 명에서 2016년 11만 7천 명으로 감소한 데 비해 가동 설계사 규모는 9만 7천 명에서 7만 1천 명으로 축소되었다. 연평균 증감률로 보면, 등록 설계사는 1.7% 감소한 반면, 가동 설계사는 3.3% 감소한 것으로 나타나 가동 설계사의 감소 폭이 2배 정도 높았다. 회사 그룹별[7]로 보면, 대형사(-2.0%)에 비해 중소형사(-5.1%) 및 외국사(-5.0%)의 가동 설계사 감소율이 더 컸다.

〈Table 1〉 Size of Solicitors(Registered vs. Active) and Growth Rates

(Unit: thousand person, %)

	Size of registrated solicitors				Size of active solicitors			
	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total
2007	73	39	29	142	57	21	19	97
2008	94	44	32	170	55	23	22	100
2009	92	39	29	159	54	19	22	96
2010	81	30	27	138	53	14	21	88
2011	89	29	26	144	53	14	20	87
2012	86	31	26	143	54	14	19	87
2013	78	30	24	132	57	15	17	89
2014	72	29	21	122	53	13	15	81
2015	72	29	19	119	50	13	14	77
2016	73	27	18	117	47	12	12	71
Average	81	33	25	139	53	16	18	87
	Change rate of registrated solicitors				Change rate of active solicitors			
	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total
2008	28.0	12.6	7.8	19.6	-4.4	11.4	12.7	2.3
2009	-2.4	-11.5	-10.0	-6.2	-1.0	-16.6	2.7	-3.8

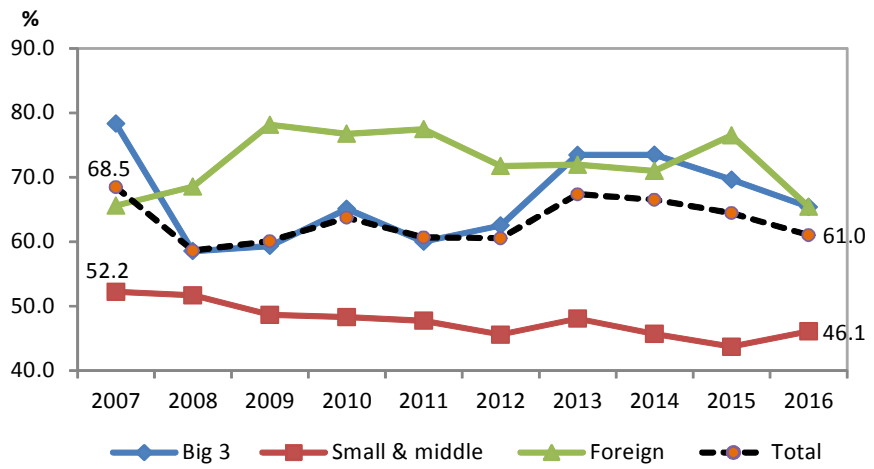
7) 대형사, 중소형사 및 외국사에 대한 분류는 일반적인 시장 관행에 따랐다. 2016년 기준 대형사는 수입보험료 기준 1~3위인 삼성생명, 한화생명, 교보생명이며, 중소형사는 미래에셋생명, 신한생명, 흥국생명, KDB생명(구 금호생명), 동양생명, 동부생명(현 DB생명), 현대라이프(현 푸본현대생명)가 포함된다. 외국사는 ING(현 오렌지라이프), AIA, 메트라이프, 알리안츠생명(현 ABL), PCA(현 미래에셋), 푸르덴셜생명, ACE(현 처프라이프)이다. 분석기간 중 변동이 있는 회사는 변동사항을 반영하여 분류하였다.

2010	-11.5	-23.6	-5.7	-13.4	-2.9	-24.2	-7.4	-8.2
2011	9.4	-2.4	-3.3	4.4	0.8	-3.5	-2.4	-0.6
2012	-3.3	6.6	0.9	-0.6	0.7	1.7	-6.6	-0.8
2013	-9.3	-2.7	-8.7	-7.7	6.6	2.5	-8.4	2.7
2014	-7.3	-5.4	-11.5	-7.6	-7.3	-10.0	-12.7	-8.8
2015	-0.2	0.4	-12.5	-2.2	-5.5	-3.9	-5.7	-5.3
2016	0.9	-8.0	-3.4	-1.9	-5.2	-3.0	-17.4	-7.1
Average	0.5	-3.8	-5.1	-1.7	-2.0	-5.1	-5.0	-3.3

Source: The authors collect the insurance company data and calculate growth rates.

〈Figure 2〉는 〈Table 1〉의 자료를 활용하여 등록 설계사 대비 가동 설계사의 비율인 가동률을 산출한 것이다. 회사 전체 및 회사 그룹별 가동률은 연도별로 상승하거나 하락하는 양상을 보인다. 회사 전체 가동률 평균은 2007년 68.5%에서 2016년 61.0%로 연평균 0.8%p 하락한 것으로 나타나, 가동률 측면에서 본 전속설계사 조직의 효율성이 하락하였음을 확인할 수 있다. 회사 그룹별로 과거 10년 평균 가동률을 보면, 외국사 72.3%, 대형사 66.0%, 중소형사 46.1% 수준으로 나타났다. 중소형사의 경우 설계사 가동률이 50%를 하회할 정도로 전속조직의 운영효율성이 낮다.

〈Figure 2〉 Solicitors' Active Ratio



2. 채널다각화 수준

가. 활용 채널 개수

여기서는 전속설계사 조직을 운영하고 있는 생명보험회사가 과거 10년 동안 어느 정도 채널을 다각화하였는지 살펴보았다. 본 논문에서 활용한 회사별 실적 데이터에서는 신계약 실적을 4개 채널로 구분하여 집계하였다. 구체적으로 3개의 대면채널(전속설계사, GA, 방카슈랑스)과 1개의 비대면채널(TM, CM, 홈쇼핑 등)로 구분하였다.

〈Table 2〉는 회사별로 신계약 실적이 존재하는 채널의 개수를 모두 합산한 것이다. 대형사는 4개의 채널을 모두 활용하고 있으며, 중소형사 역시 평균 3.9개의 채널을 활용하는데 비해 외국사는 평균 2.8개의 채널을 활용한 것으로 나타났다. GA 등장 초기에는 전속채널이 취약한 중소형 보험회사들이 주로 활용하였으나, 2000년대 중반 이후부터는 대형사도 GA를 활용한 것으로 나타났다. 거의 대부분의 국내 생명보험회사가 고객접점을 확대하고, 범위의 경제를 달성하기 위해 멀티채널전략을 추구한 것으로 풀이된다.

〈Table 2〉 Number of Using Channels for New Contracts

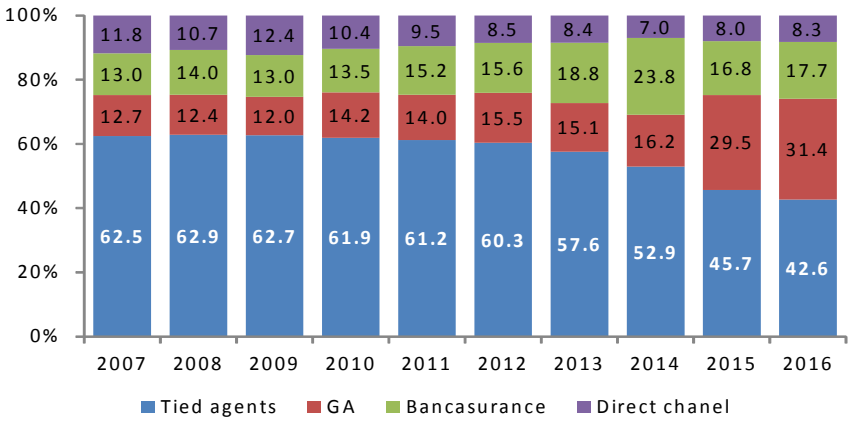
	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total
2007	4.0	3.9	3.0	3.5
2008	4.0	3.9	3.0	3.5
2009	4.0	3.9	2.7	3.4
2010	4.0	3.8	2.4	3.3
2011	4.0	3.8	2.3	3.2
2012	4.0	4.0	2.9	3.5
2013	4.0	4.0	2.9	3.5
2014	4.0	4.0	3.1	3.6
2015	4.0	4.0	3.0	3.6
2016	4.0	4.0	3.0	3.6
Average	4.0	3.9	2.8	3.5

나. 판매채널별 점유율

〈Figure 3〉은 앞서 살펴본 4개 판매채널이 월납 초회보험료 실적에서 차지하는 점유율

이다. 2007~2016년 동안 전속설계사의 비중이 축소되어 왔으며, 특히 2013년 이후 그 속도가 빨라졌다.

〈Figure 3〉 Market Share of New Contracts by Sales Channels

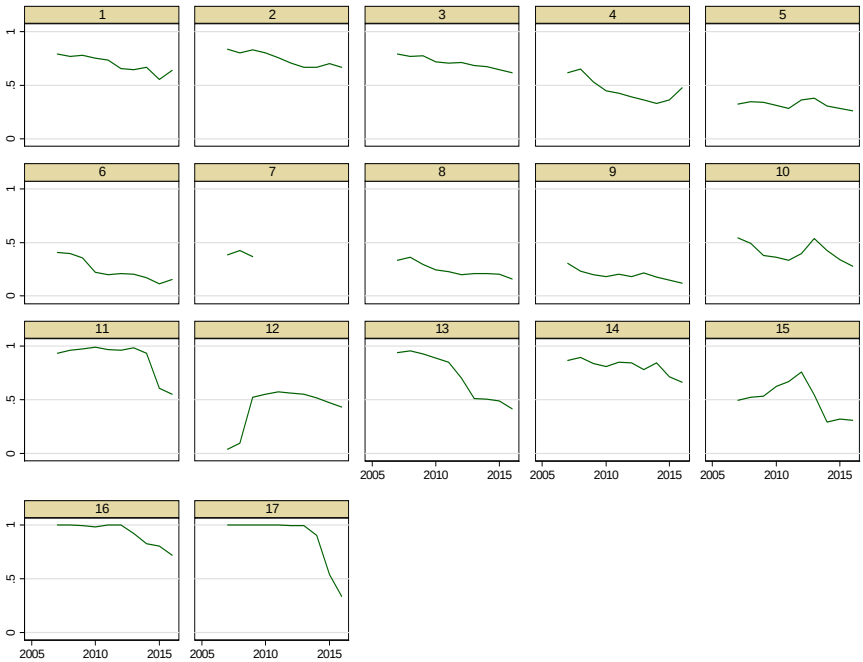


전속설계사의 비중은 2007년 62.5%에서 2016년 42.6%로 감소하여 월납 신계약의 50% 미만 수준으로 하락하였다. 이에 비해 GA 비중은 2007년 12.7%에서 2016년에는 31.4%로 높아졌으며, 특히 2015년도 증가폭이 컸는데, 이는 전속설계사에서 GA로 이동한 결과로 보인다. 방카슈랑스는 규제, 저축성상품의 과세방식, 은행의 판매정책 등에 영향을 받아 변동해 왔지만, 대체적으로 상승 추이(2007: 13.0%→2016: 17.7%)를 보여 왔다.

월납 기준으로 산출한 시장점유율에서도 전속설계사의 비중이 하락한 것으로 나타나지만, 절대 수준은 여전히 42.6%로 가장 높고, 월납과 일시납을 단순 합산한 초회보험료 기준 점유율(2016년 20.6%) 대비 2배나 높은 수준이다. 이는 전속 대면설계사 조직이 여전히 상당수 생명보험회사의 핵심채널임을 시사한다.

〈Figure 4〉는 월납 초회보험료 중 전속설계사가 차지하는 비중을 회사별·연도별로 비교한 것이다. 최저 10%대(8, 9)부터 최대 90%대(16, 17)까지 분포하여 회사별 전속설계사에 대한 의존도는 큰 차이를 보인다. 그럼에도 불구하고, 시계열적으로 보면 전속설계사 비중이 하락하는 추이는 공통적으로 나타난다.

〈Figure 4〉 Solicitors' Share of New Contracts by Insurers



다. 허쉬만-허핀달 지수

〈Table 2〉에서 나타난 바와 같이 상당수의 회사들이 4개 채널 모두를 활용하고 있기 때문에 채널다각화 수준을 측정하기 위해 허쉬만-허핀달 지수(HHI: Hirschman-Herfindahl Index)를 계산하였다. 본래 허쉬만-허핀달 지수는 시장 내에서 특정 기업이 갖는 집중도를 파악하여 시장 경쟁도를 평가하기 위한 것이지만, 보험종목 또는 상품 다각화 수준을 측정하는 대용지표로 널리 활용된다(남윤미·변혜원, 2016; Meador et al., 2000; Shi et al., 2016). 본고에서는 선행연구에 착안하여 판매채널다각화 수준의 대용지표로 아래와 같이 허쉬만-허핀달 지수(HHI)를 산출하였다.

$$HHI_{i,t} = \sum_{j=1}^{4} \left(\frac{InitialPrem_{j,i,t}}{InitialPrem_{i,t}} \right)^2 \qquad (1)$$

위 식에서 $HHI_{i,t}$는 i사의 허쉬만-허핀달 지수이며, j는 4개 판매채널(전속 대면설계사, GA, 방카슈랑스, 비대면)을 의미한다. $InitialPrem_{j,i,t}$ 은 j 채널이 i사의 t시점에 판매한 월납 초회보험료 규모이며, $InitialPrem_{i,t}$ 는 i사의 t시점 전체 월납 초회보험료 규모이다. 따라서, 다각화 수준이 가장 높은 경우, 즉 4개 채널의 월납 초회보험료 비중이 모두 1/4인 경우 허쉬만-허핀달 지수는 0.5로 계산되며, 1개 채널의 월납 초회보험료가 전체와 같다면 허쉬만-허핀달 지수는 1이 된다. 따라서, HHI가 1.0에 가까울수록 다각화 수준이 낮은(특정 채널 의존도가 높은) 회사라고 볼 수 있으며, 0.5에 가까울수록 다각화 수준이 높은 (4개 채널을 골고루 활용하는) 회사라고 해석할 수 있다.

〈Table 3〉은 식 (1)을 사용하여 산출된 HHI 추이를 보여준다. 채널집중도는 2007년 0.7289에서 2016년 0.6399로 하락하였는데 이는 전체적으로 회사들이 기존 전속설계사 채널을 GA, 방카슈랑스 및 비대면채널로 다각화한 결과이다. 분석기간 평균 채널집중도는 외국사가 가장 높고, 대형사, 중소형사 순이지만, 채널집중도가 완화되는 속도는 외국사가 가장 빠르다(HHI 연평균 2.7포인트 하락).

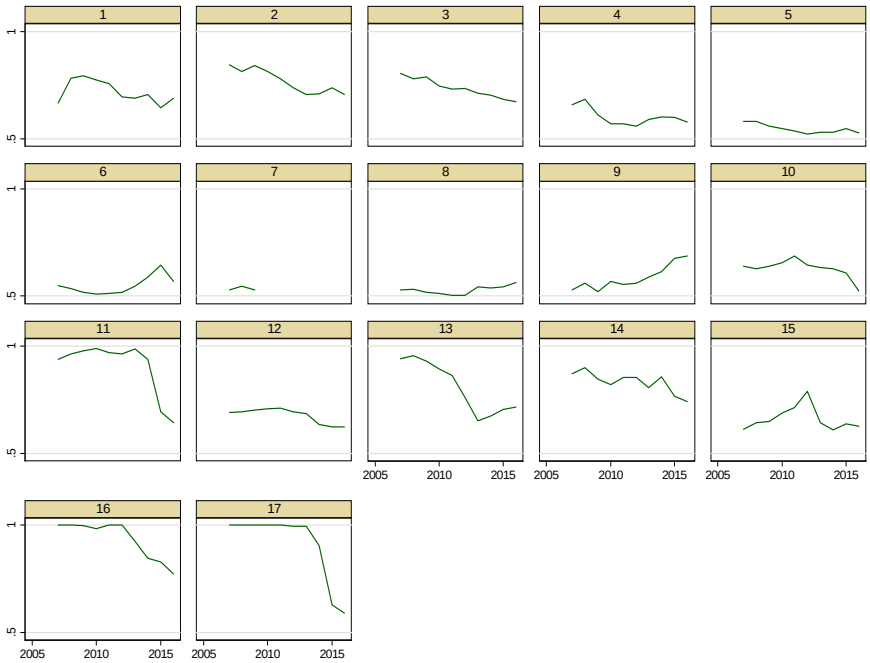
〈Table 3〉 HHI of Channel Diversification

	HHI				Change rate(percentage point)			
	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total	Big 3	Small & Middle	Foreign	Total
2007	0.7724	0.5737	0.8653	0.7289	-	-	-	-
2008	0.7930	0.5817	0.8803	0.7419	2.7	1.4	1.7	1.8
2009	0.8088	0.5562	0.8720	0.7308	2.0	-4.4	-0.9	-1.5
2010	0.7780	0.5609	0.8696	0.7367	-3.8	0.8	-0.3	0.8
2011	0.7573	0.5607	0.8738	0.7345	-2.7	0.0	0.5	-0.3
2012	0.7230	0.5514	0.8659	0.7212	-4.5	-1.7	-0.9	-1.8
2013	0.7034	0.5721	0.8137	0.7024	-2.7	3.8	-6.0	-2.6
2014	0.7080	0.5839	0.7814	0.6936	0.6	2.1	-4.0	-1.3
2015	0.6893	0.6033	0.6987	0.6612	-2.6	3.3	-10.6	-4.7
2016	0.6903	0.5747	0.6741	0.6399	0.1	-4.8	-3.5	-3.2
Average	0.7423	0.5718	0.8195	0.7096	-1.2	0.1	-2.7	-1.4

Source: The authors collect the insurance company data and calculate HHI.

〈Figure 5〉는 HHI 추이를 회사별·연도별로 비교한 것이다. 일부사(8, 9)를 제외하고, HHI 추이가 낮아지는 것으로 나타나 대부분의 회사에서 채널다각화가 진행되었음을 알 수 있다.

〈Figure 5〉 HHI of Channel by Life Insurers



3. 가설설정

본 연구에서는 우리나라 생명보험회사의 판매채널다각화가 신계약 성과에 미친 영향을 분석하고자 한다. 이를 위해 구체적으로 다음과 같은 4가지 가설을 설정하여 검정한다.

가설 1: 가동 중인 전속설계사 규모는 월납 초회보험료 규모에 양(+)의 영향을 준다고 판단된다. 전속설계사 규모는 회사의 규모나 명성 등에 의해 좌우되며 전속설계사 규모가 클 경우 영업을 지원하는 시스템도 잘 갖추어져 있어 소비자들의 호감도도 높을 것으로 예상되기 때문이다.

가설 2: 채널다각화는 월납 초회보험료 성과에 긍정적인(+) 영향을 줄 것이다. Conglomeration hypothesis 이론을 가정한 이유는 생명보험회사가 대면/비대면, 전속/비전속 등 다양한 채널을 골고루 활용할 경우 외부환경 변화에 유연하게 대응할 수 있기 때문이다.

가설 3: 가동 중인 전속설계사 규모는 월납 종신보험의 초회보험료 규모에 양(+)의 영향을 줄 것이다. 종신보험은 다른 상품에 비해 가격이 높고, 여러 가지 특약을 부가할 수 있는 고부가가치 상품이어서 일대일 대면 컨설팅이 가능한 전속설계사가 판매하기 적합한 상품이기 때문이다.

가설 4: 가동 중인 전속설계사 규모는 채널다각화 수준에 부(-)의 영향을 줄 것이다. 전속설계사 규모가 커서 회사 내 입지가 강할 경우 다른 채널을 활용하려는 시도가 전속설계사 조직의 반발에 부딪칠 수 있기 때문이다.

Ⅳ. 실증분석

1. 데이터 및 변수

가. 데이터

본 논문의 분석 자료는 생명보험회사들이 작성하여 상호 공유하는 상품별·채널별 신계약 성과로서, 개별 회사 차원에서 채널(전속 대면설계사, GA, 방카슈랑스, 비대면)별 월납 계약의 초회보험료 실적을 담고 있다.

구체적으로 2007년부터 2016년까지 10년 동안 24개 생명보험회사 중 전속채널 조직을 운영하고 있는 회사의 월납 초회보험료 성과를 분석한다. 신계약 실적을 측정할 때, 보험료 납입방식(월납, 분기납, 반기납, 연납, 일시납)의 차이를 조정하기 위해 연납환산보험료(APE: Annual Premium Equivalent) 방식을 사용하는 것이 일반적이다(Lorson and

Wagner, 2014). 그러나, 본 논문에서 입수한 데이터에는 월납 계약의 초회보험료만 포함되어 있기 때문에 비월납 계약은 제외하였다. 또한, 은행지주회사 산하의 자회사, 통신판매를 위한 전속 비대면설계사 조직만을 운영하는 회사는 전속설계사의 성과가 없기 때문에 분석 대상에서 제외하였다.

분석기간 중에 인수·합병으로 인해 전속설계사 조직을 운영하던 회사가 은행 자회사로 변경된 경우, 인수·합병 이전 실적은 포함하고, 이후 실적은 제외하였다. 전속채널을 활용하는 생명보험회사 수는 2007년 17개(대형사 3, 중소형사 7, 외국사 7)이었으나, 2016년에는 16개(대형사 3, 중소형사 6, 외국사 7)로 감소하여 전체 분석대상이 된 관측치는 163개이다.

나. 변수

본 연구는 전속설계사 규모 및 채널다각화 정도가 신계약 성과에 미친 영향과 채널다각화에 영향을 준 요인을 파악하고자 한다. 주요 변수의 정의와 측정 방법은 〈Table 4〉와 같다. 종속변수는 신계약(월납 초회보험료, 월납 종신초회보험료) 규모 및 채널다각화 수준으로 설정하고, 독립변수는 전속설계사 규모 및 특성, 그리고 회사별 특성 변수를 고려하였다.

〈Table 4〉 Definition of Variables

Variables			Definition
Dependent variables	Size of new contracts	Monthly total initial premium	Log(monthly total initial premium)
		Monthly whole-life initial premium	Log(monthly whole-life initial premium)
	Level of channel diversification		HHI for market share by 4 channels
Independent variables	Size of active solicitors		Log(total number of active agents)
	Share of female solicitors		Share of female in registrated tied agents
	Average age of solicitors		Estimated average age using the age distribution of tied agents
	Average duration of solicitors		Estimated average tenure using the tenure distribution of tied agents
	Total asset		Log(total asset)

	Solvency	(Equity/Total asset)×100
	Level of channel diversification	HHI for market share by 4 channels
	Share of whole-life premium	(Whole-life initial premium/Total initial premium)×100
	Share of other protection-type premium	(Other protection type initial premium/Total initial premium)×100
	Company group dummy	0: Big 3(reference group), 1: Small and middle, 2: Foreign
	Year dummy	Year 2007(reference group) Year 2008,....,Year 2016

신계약 성과 및 채널다각화 수준은 판매 인력의 절대 규모와 관련되어 있기 때문에 가동한 전속설계사 규모를 감안하였다. 회사별 가동 설계사 규모의 차이가 크기 때문에 로그 전환한 값을 사용하였다. 남성 설계사와 여성 설계사의 생산성 차이를 살펴보기 위해 여성 설계사 비중을 고려하였다.

회사가 보유한 전속설계사의 연령 수준도 성과에 영향을 줄 것으로 예상된다. 일반 근로자의 경우 연령과 생산성 간 역U자 관계가 존재하는 것으로 알려져 있다(김주섭·이영민·이진영, 2015). 적극적인 영업활동이 요구되는 보험상품 판매의 경우 활동성이 높은 젊은 설계사의 생산성이 높을 것으로 예상된다.

또한, 근속연수가 길어짐에 따라 설계사의 판매 관련 전문성도 높아진다면, 근속연수가 생산성에 긍정적 영향을 줄 것이다. 그러나, 설계사가 신규 고객을 개척하여 판매하기보다 지인을 중심으로 한 연고판매에 의존할 경우 일정 기간이 경과되면 신계약 판매 성과가 저하될 수도 있다. 이러한 측면을 감안하여 설계사의 평균 근속연수도 감안하였다.

회사 특성 변수로서 총자산 규모는 신계약을 인수할 수 있는 여력과 관련되어 있다. 일반적으로 대형사는 중소형사에 비해 더 많은 인적·물적 자원을 보유하고 있기 때문에 자산 규모가 클수록 월납 초회보험료 규모도 커질 것이다. 총자산 규모 역시 회사 간 격차가 매우 크기 때문에 로그 전환하여 사용하였다.

총자산 대비 자기자본으로 측정한 재무건전성을 감안하였다. 생명보험회사의 재무건전성이 월납 초회보험료에 미치는 영향은 수요 측과 공급 측으로 구분하여 살펴볼 수 있다. 수요 측면에서 볼 때, 신규 가입자는 재무적으로 우량한 회사의 상품을 구매하고자 할 것

이므로 월납 초회보험료 규모와 정(+)의 관계를 가질 것이다. 이에 비해 보험회사 측면에서는 재무건전성이 낮을수록 공격적인 영업전략을 구사하는 경향이 있어 음(-)의 관계를 가질 수도 있다.

회사별 채널다각화 수준은 Ⅲ장에서 산출한 HHI 값을 사용하였다. 채널다각화 수준이 높은 회사는 특정 채널에 의존하는 회사에 비해 거시경제환경 및 규제 변화에 유연하게 대응(conglomeration hypothesis)할 수 있어 신계약 성과에 긍정적 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서, HHI지수(1개 채널 의존: 1, 4개 채널 각각 1/4씩 의존: 0.5)와 신계약 실적 간 회귀계수 부호는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

한편, 채널다각화가 상품 포트폴리오와 관련되어 있다는 점(Klumpes and Schuermann, 2011)을 고려하여, 회사별 종신보험 비중과 기타 보장성보험 비중을 감안하였다. 종신보험은 이익기여도가 높고 다른 상품과 연계하여 다양한 방식으로 판매할 수 있기 때문에 회사가 통제하기 용이한 전속채널을 활용할 가능성이 높다. 이에 비해 상품 구조가 비교적 단순하고, 가격 비교가 용이한 기타 보장성보험(건강·질병·실손의료보험 등)은 비대면 채널이나 은행창구를 활용할 여지가 높다.

생명보험회사의 유형을 대형사, 중소형사 및 외국사로 구분하여 감안하였다. 회사 그룹별로 소비자들의 인지도가 다르고, 추구하는 영업·채널전략도 상이하기 때문에 이런 요인이 신계약 성과에도 영향을 주었을 것으로 예상된다. 분석기간 동안 발생한 시간 특성을 모형에 반영하기 위해 연도 더미(2007년 기준범주)를 포함하였다.

2. 기술통계

가. 기초통계

〈Table 5〉는 2007~2016년 생명보험회사별 패널회귀분석에 사용될 주요 변수들에 대한 기초통계이다. 월납 초회보험료의 평균값은 67억 원이고, 최솟값은 4억 원, 최댓값은 312억 원이다. 회사별 가동 설계사의 특성을 살펴보면, 평균 규모는 5,356명이며, 최소 345명, 최대 24,990명이다. 등록 설계사 중 여성이 차지하는 비중은 평균 60.1%이며, 최소 7.2%, 최대 98.9%이다. 평균 연령은 평균 41.7세로 추정되며 최소 34.7세, 최대 49.5

세로 회사별 차이가 크다. 이들의 평균 근속연수 추정값은 평균 3.6년이며, 최소 1.6년, 최대 5.3년이다.

〈Table 5〉 Descriptive Statistics Used in Panel Data(2007-2016)

	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Monthly initial premium (₩billion)	67	65	4	312
Active tied agents (person)	5,356	6,294	345	24,990
Share of female solicitors (%)	60.1	24.5	7.2	98.9
Average age of solicitors (years old)	41.7	3.6	34.7	49.5
Average tenure of solicitors (years)	3.6	0.8	1.6	5.3
Total asset (₩billion)	284,010	437,553	4,436	2,419,041
Solvency (%)	7.8	3.0	0.8	16.9
HHI (0.5-1.0)	0.7096	0.1512	0.5035	1.0000
Share of whole-life (%)	30.0	14.7	3.8	71.3
Share of other protection type (%)	10.4	10.4	0.3	49.1

Note: n=17, T bar=9.59, N=163

회사별 특성 변수로서, 총자산 규모는 평균 28조 4천억 원이며, 최소 4.4천억 원, 최대 241조 9천억 원으로 규모의 차이가 매우 크다. 총자산 대비 자기자본으로 측정한 재무건전성 수준은 평균이 7.8%이며 최소 0.8%, 최대 16.9%로 나타나 재무건전성의 격차도 상당하다.

가용한 4개 채널을 활용하여 거두어들인 월납 초회보험료 실적으로 산출한 채널다각화 지수(HHI)는 평균 0.7096이며, 최솟값은 0.5035, 최댓값은 1.0이다. 회사별 상품 포트폴리오 특성 관련 변수로서 종신보험의 비중은 평균 30.0%이며, 최소 3.8%, 최대 71.3%이며, 기타 보장성상품의 비중은 평균 10.4%, 최소 0.3%, 최대 49.1%이다.

나. 상관계수

〈Table 6〉은 실증분석에 사용된 주요 변수들 간 피어슨 상관계수를 측정한 것이다. 월납 초회보험료 규모와 가동 설계사 규모, 여성 비중, 평균 연령, 평균 근속연수, 총자산은 정(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 채널다각화지수(HHI)와 월납 초회보험료 규모 간 상관계수는 예상한 바와 같이 음수(-)로 나타났는데 이는 4개 채널을 골고루 활용하여 HHI지수가 0.5에 가깝게 산출된 회사의 월납 초회보험료 규모가 상대적으로 크다는 것을 의미한다.

〈Table 6〉 Person Correlation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1)	1									
(2)	0.8686***	1								
(3)	0.6285***	0.4788***	1							
(4)	0.4839***	0.4298***	0.7174***	1						
(5)	0.2887***	0.4505***	-0.0334	0.3998***	1					
(6)	0.6664***	0.7321***	0.3914***	0.4849***	0.3876***	1				
(7)	-0.1093	0.1111***	-0.3679	-0.093***	0.3853**	0.1867	1			
(8)	-0.2496***	0.1105	-0.4955***	-0.2684***	0.3193***	0.0581	0.4849***	1		
(9)	-0.0029	0.1974**	-0.1595**	0.2137***	0.4133***	0.3231***	0.4625***	0.3772***	1.0	
(10)	-0.0397	-0.1400*	0.2572***	-0.0540	-0.3027**	-0.0595	0.0518	-0.3777***	-0.2106***	1.0

Notes: (1)=Monthly initial premium, (2)=Active tied agents, (3)=Share of female solicitors (4)=Average age of solicitors, (5)=Average tenure of solicitors, (6)=Total asset, (7)=Solvency, (8)=HHI, (9)=Share of whole-life insurance
***, **, * represent the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

채널다각화지수(HHI)와 종신보험 비중 간 상관계수는 양수(+)로 나타났는데 이는 특정 채널에 대한 의존도가 높아 HHI지수가 1.0에 가깝게 산출된 회사의 경우 종신보험의 월납 초회보험료 규모가 크다는 것을 나타낸다. 설명변수 간 상관관계가 높을 경우 추정치의 유의성을 저하시키게 된다. 이에 다중공선성 문제를 확인하기 위해 분산팽창계수(VIF: Variance Inflation Factor)를 추정하였다. 그 결과 각 변수들의 VIF가 모두 10보다 작게 나타났으며 평균값도 4.09로 나타나 다중공선성이 우려되는 수준은 아닌 것으로 판단하였다. 다음 절에서 이러한 상관관계를 다변량 회귀모형을 통해 검증한다.

2. 회귀모형 및 분석결과

가. 회귀모형

본 논문은 생명보험회사의 월납 초회보험료 기준 신계약 성과를 판매채널 측면에서 규명하기 위해 (모형 1)과 (모형 2)를 가정하였다.

모형 1: $$LNB_{i,t} = \alpha + \beta_1 LSOLSIZE_{i,t} + \beta_2 FSH_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 TEN_{i,t} + \beta_5 LASSET_{i,t} + \beta_6 SOL_{i,t} + \beta_7 HHI_{i,t} + \beta_{8-9} GR_{i,t} + \beta_{10-18} YEAR_t + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

$LNB_{i,t}$: i회사의 t년도 월납초회보험료의 로그값
$LSOLSIZE_{i,t}$: i회사의 t년도 전속설계사 규모의 로그값
$FSH_{i,t}$: i회사의 t년도 전속 설계사 중 여성 비중
$AGE_{i,t}$: i회사의 t년도 전속 설계사 평균 연령
$TEN_{i,t}$: i회사의 t년도 전속 설계사 평균 근속연수
$LASSET_{i,t}$: i회사의 t년도 총자산의 로그값
$SOL_{i,t}$: i회사의 t년도 재무건전성(자본/총자산)
$HHI_{i,t}$: i회사의 t년도 채널 다각화 지수
$GR_{i,t}$: i회사의 t년도 그룹 분류(0 : 대형사, 1 : 중소형사, 2 : 외국사)
$YEAR_t$: 연도 더미(2007 : 기준범주)

모형 2: $$LWLNB_{i,t} = \alpha + \beta_1 LSOLSIZE_{i,t} + \beta_2 FSH_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 TEN_{i,t} + \beta_5 LASSET_{i,t} + \beta_6 SOL_{i,t} + \beta_7 HHI_{i,t} + \beta_{8-9} GR_{i,t} + \beta_{10-18} YEAR_t + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

$LWLNB_{i,t}$: i회사의 t년도 월납 종신 초회보험료의 로그값

(모형 1)에서 종속변수는 전체 월납 초회보험료의 로그 값($LNB_{i,t}$)이며, (모형 2)의 종속변수는 종신보험의 월납 초회보험료에 대한 로그 값($LWLNB_{i,t}$)이다.

(모형 1)과 (모형 2)의 설명변수는 전속설계사 및 생명보험회사의 특성 변수로서 동일하다. 전속설계사 특성변수로는 가동설계사 규모의 로그 전환 값, 여성 설계사 비중, 전속설

계사의 평균 연령 및 평균 근속연수이다. 생명보험회사의 특성변수로는 총자산의 로그 전환 값, 재무건전성 수준, 분류 그룹을 고려하였다. 2007~2016년에 걸친 패널 데이터라는 점을 감안하여 거시경제변수의 영향과 생명보험회사의 영업전략 변화 등을 통제하기 위해 연도별 더미변수를 포함하였다.

(모형 3)은 (모형 1)과 (모형 2)를 변형한 것으로, 채널다각화 수준($HHI_{i,t}$)을 종속변수로 설정하고, 설명변수로 상품 포트폴리오 변수(월납 초회보험료 중 종신보험 비중, 월납 초회보험료 중 기타 보장성보험 비중) 2개를 추가한 것이다.

$$\text{모형 3: } HHI_{i,t} = \alpha + \beta_1 LSOLSIZE_{i,t} + \beta_2 FSH_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 TEN_{i,t} + \beta_5 WLSH_{i,t} + \beta_6 ETCPTSH_{i,t} + \beta_7 LASSET_{i,t} + \beta_8 SOL_{i,t} + \beta_{9-10} GR_{i,t} + \beta_{11-19} YEAR_t + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

$HHI_{i,t}$: i회사의 t년도 월납초회보험료에 대한 채널다각화수준
$WLSH_{i,t}$: i회사의 t년도 전체월납초회보험료에서 종신보험이 차지하는 비중
$ETCPTSH_{i,t}$: i회사의 t년도 전체월납초회보험료중 기타보장성보험비중

(모형 1)~(모형 3)의 오차항은 시간에 따라 변하지 않는 패널 개체별 특성을 나타내는 오차항 u_i와 시간과 패널 개체에 따라 변하는 순수한 오차항인 $\epsilon_{i,t}$로 구성되어 있다. u_i를 고정효과로 볼 것인지 확률효과로 볼 것인지에 따라 추정방법이 달라지므로 이에 대한 추론이 필요하다. 본 연구의 패널 개체는 전속 대면설계사 조직을 운영하는 생명보험회사 모집단($n = 17$) 그 자체라고 볼 수 있다. 따라서 고정효과 모형이 적절하다고 판단되지만, 본고에서는 통계적 타당성 검정을 통해 적절한 모형을 식별하였다.

나. 분석결과

〈Table 7〉은 (모형 1)과 (모형 2)를 사용하여 월납 초회보험료 전체와 월납 종신보험의 초회보험료 규모에 대해 각각 회귀분석한 결과이다. 첫 번째 열(모형 1)은 종속변수를 월납 초회보험료의 로그 전환 값으로 두고 패널 고정효과 모형으로 추정한 것이다. 오차항 $e_{i,t}$에 대해 자기상관이 있는지 검정한 결과, 1계 자기상관이 없다는 귀무가설이 1% 유의

수준에서 기각되었다(F값 =57.911, p값 =0.0000). 귀무가설 $u_i = 0$에 대한 검정에서는 p값이 0.01(F값 =4.59, p값 =0.0000) 보다 작은 것으로 추정되었고, 그 결과 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되므로 합동 OLS 모형보다 고정효과 모형이 더 적절하다고 판단하였다.

아울러 $e_{i,t}$에 자기상관이 존재한다는 가정하에 u_i에 대해 고정효과와 확률효과를 가정한 모형으로 추정한 후 하우즈만 검정(Hausman test)을 실시하였다. 하우즈만 검정 결과, 오차항(u_i)이 독립변수($x_{i,t}$)들과 상관되어 있지 않다는 귀무가설(Cov($x_{i,t}$, u_i)=0)이 유의수준 5%(χ^2값 =29.98, p값 =0.012)에서 기각되었다. 귀무가설이 맞지 않기 때문에 최종적으로 고정효과 모형을 선택하였고, 고정효과 모형을 중심으로 추정결과를 설명한다.

〈Table 7〉 Regression Results of New Contracts

	Model 1 Log(monthly initial premium)		Model 2 Log(monthly whole-life initial premium)	
	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.
Log(active solicitors)	0.537***	0.085	0.666***	0.119
Share of female solicitors	-0.002	0.005	-0.004	0.007
Average age of solicitors	0.040	0.024	-0.016	0.034
Average tenure of solicitors	0.025	0.039	0.064	0.055
Log(total asset)	0.347	0.240	0.046	0.333
Solvency	0.022	0.013	-0.034*	0.019
HHI	-1.045***	0.321	-0.088	0.448
Constant	-1.420	1.235	2.568	1.747
Year(reference group: 2007)	control		control	
Observation	146		146	
$H_0 : all\ \beta_i = 0$, $F(p)$ value	6.17(0.0000)		4.19(0.0000)	
$H_0 : u_i = 0$, $F(p)$ value	4.59(0.0000)		7.02(0.0000)	
sigma_u_i	0.3338		0.6296	
sigma_$e_{i,t}$	0.1563		0.2182	
ρ	0.8200		0.8927	

Note: ***, **, * represent the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

(모형 1)과 (모형 2)에서 종속변수(월납 초회보험료, 월납 종신보험의 초회보험료)와 설명변수(가동 설계사 규모)는 모두 로그 전환하였기 때문에 회귀계수는 탄력성의 개념으로 해석할 수 있다. (가설 1)에 대한 검정 결과, 가동 설계사 규모가 1% 증가하면 월납 초회보

험료 규모는 0.537% 성장하는 것으로 나타났다. 이 값은 유의수준 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 예상한 대로 가동 설계사 규모와 신계약 실적 간에는 유의한 정(+)의 관계가 확인되었다.

여성 설계사 비중은 음(-)의 값으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지는 않다. 생명보험회사가 보유한 전속 설계사들의 평균 연령 및 평균 근속연수는 모두 양(+)의 값으로 추정되었으나 통계적 유의성이 낮다. 또한, 생명보험회사의 특성 변수인 총자산 규모 및 재무건전성 수준 역시 양(+)의 값으로 추정되어 신계약 성장에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않다.

〈Table 7〉에는 회사 그룹(중소형사, 외국사 여부) 변수의 추정 값이 누락되어 있는데, 고정효과 모형에서는 시간에 따라 변하지 않는 변수의 경우 추정계수가 제공되지 않기 때문이다. 이들 변수에 대한 추정 값은 패널 개체의 이질성에 해당하는 오차항 u_i에 포함되어 있다.

(가설 2)에 대한 검정 결과, 채널다각화가 신계약 영업에 긍정적 효과를 준다는 가설(conglomeration hypothesis)이 채택되었다. 채널다각화 수준에 대한 회귀계수는 -1.045로 추정되었고 유의수준 1% 수준에서 통계적으로도 유의하다. 이는 분석기간 동안 채널다각화 수준이 높은 회사(즉, HHI가 0.5에 가까운 회사)일수록 월납 초회보험료 규모도 높았음을 시사한다. 본 논문의 추정결과가 conglomeration hypothesis를 지지한 것으로 나타난 것은 채널다각화로 인해 생명보험회사가 외부환경 변화에 유연하게 대응함으로써 신계약 인수에 긍정적 효과를 주었기 때문으로 보인다.

〈Table 7〉의 두 번째 열(모형 2)은 종속변수를 월납 종신보험의 초회보험료로 두고 고정효과 모형으로 분석한 결과이다. (가설 3)에 대한 검정 결과, 가동 설계사 규모는 월납 종신보험 초회보험료 성장에 긍정적 영향을 준 것으로 나타났다(β 추정치=0.666). 채널다각화 수준 역시 전체 월납 초회보험료와 마찬가지로 음(-)의 값으로 추정되어 채널다각화 수준이 높을수록(0.5에 가까울수록) 종신보험의 신계약 성과도 높은 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 낮다.

한편, 〈Table 8〉은 (모형 3)에 따라 채널다각화 수준(HHI)을 종속변수로 두고 회귀분석한 결과이다. 이 모형에서도 오차항 $e_{i,t}$에 대해 자기상관이 있는지 검정한 결과, 1계 자

기상관이 없다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되었다(F값 =93.569, p값 =0.0000) 이에 $e_{i,t}$에 1계 자기상관이 존재한다는 가정하에, 고정효과 모형과 확률효과 모형을 각각 추정한 후 하우즈만 검정을 실시하였다. 그 결과, 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각되어 고정효과 모형을 선택하였다.

회사에 소속된 가동 설계사 규모가 1% 증가하면, 채널집중도는 0.045포인트 상승하는 것으로 나타났으며 유의수준 5%에서 통계적으로도 유의하다. 이는 (가설 4)에서 설정한 대로 가동 중인 전속설계사 규모가 커지면 채널다각화 수준은 낮아짐을 의미한다. 또한, 전속설계사 중 여성 비중이 1%포인트 증가하면 HHI는 0.003포인트 하락하는 것으로 나타났고, 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하다. 이는 여성 설계사 비중이 높은 회사의 채널다각화 전략이 더 진전되었음을 의미한다.

〈Table 8〉 Regression Results of Channel Diversification(HHI)

		Model 3: fixed effect		Model 3: random effect	
		Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.
Log(active solicitors)		0.045**	0.023	0.026	0.016
Share of female solicitors		-0.003**	0.001	-0.002**	0.001
Average age of solicitors		0.016**	0.007	0.013***	0.004
Average tenure of solicitors		-0.003	0.010	-0.001	0.009
Log(total asset)		-0.119	0.073	-0.019	0.018
Solvency		0.001	0.004	0.000	0.003
Share of whole-life		0.150**	0.066	0.220***	0.055
Share of other protection type		0.060	0.094	-0.061	0.067
Company(reference group: big 3)	S&M	dropped	-	-0.116	0.044
	Foreign	dropped	-	0.082***	0.049
Constant		1.184***	0.264	0.318	0.221
Year(reference group: 2007)		control		control	
Observation		146		146	
$H_0 : all\,\beta_i = 0$, $F(p)$ value		2.97(0.0004)		192.59(0.0000)	
$H_0 : u_i = 0$, $F(p)$ value		1.68(0.0613)		-	
sigma_u_i		0.1422		0	
sigma_$e_{i,t}$		0.0436		0.0423	
ρ		0.9138		0	

Note: ***, **, * represent the significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

생명보험회사가 보유한 전속설계사의 평균 연령이 1세 증가하면, HHI는 0.016포인트 높아지는 것으로 나타났으며 유의수준 5%에서 통계적으로도 유의하다. 이러한 추정결과는 예상과 달리 상대적으로 젊은 설계사 비중이 높은 생명보험회사에서 다양한 판매채널을 활용하였음을 시사한다. 전속설계사의 평균 근속연수, 생명보험회사의 총자산 규모 및 재무건전성 수준은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

상품 포트폴리오 측면에서 신계약에서 종신보험이 차지하는 비중이 1%포인트 높아지면 HHI는 0.150포인트 상승하여 채널집중도가 높아지는 현상이 나타나는데, 회귀계수는 유의수준 5%에서 통계적으로도 유의하다. 여타 변수에 비해 종신보험상품 비중이 채널다각화에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났는데 이는 상품과 채널전략 간 관련성을 주장한 Klumpes and Schuermann(2011)과 일관된 결과이다.

V. 요약 및 시사점

생명보험회사의 경영 측면에서 볼 때 판매채널은 신규 고객을 창출하여 시장을 확대할 뿐만 아니라 기존 고객의 만족도를 높일 수 있는 수단을 제공하므로 핵심적인 경쟁요인이 된다. 이에 본 논문에서는 채널변화가 급격히 이루어진 2007년부터 2016년까지 신계약 성과를 대면 전속설계사 조직을 운영하고 있는 생명보험회사의 월납 초회보험료 기준으로 분석하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 월납 초회보험료 기준으로 살펴보면, 대면 전속설계사의 비중 감소가 뚜렷하게 나타났다. 생명보험회사들의 채널다각화 전략에 기인하여 전체 신계약 중 전속설계사가 차지하는 비중은 2007년 62.5%에서 2016년 42.6% 수준으로 하락하였다. 본 연구의 전속설계사 점유율(42.6%)은 일반적으로 사용되고 있는 월납과 일시납을 단순 합산한 초회보험료 기준 설계사 점유율(20.6%)에 비해 전속설계사의 영향력이 크다는 것을 보여준다. 따라서, 채널별 점유율 산출 시 보험료의 납입방법을 고려하는 방안(월납과 일시납을 연납화보험료로 환산)이 필요하다.

둘째, 전속설계사 시장으로의 신규인력 유입이 크게 축소되고, 평균 연령이 40대 중반

으로 높아지는 가운데, 재적 대비 가동률은 평균 60% 수준에 머물러 전속설계사의 조직 효율성이 낮은 것으로 나타났다.

셋째, 전속설계사의 축소에도 불구하고 신계약 성과에 미치는 영향력은 여전히 지대하다. 패널회귀 모형으로 분석한 결과, 가동 설계사 규모가 1% 늘어날 때 전체 월납 초회보험료 및 종신 월납 초회보험료 실적이 각각 0.537%, 0.666% 증가하는 것으로 나타나, 가동 설계사 규모와 신계약 성장 간 유의한 정(+)의 관계가 확인되었다. 또한, 채널다각화 수준이 높은 회사의 월납 초회보험료 규모가 큰 것으로 추정되었다.

넷째, 상품 포트폴리오가 채널다각화에 미치는 영향을 분석한 결과, 종신보험의 비중이 높은 회사일수록 채널다각화 수준이 낮아지는 것으로 나타나 상품과 채널전략 간 관련성을 시사하였다.

본 논문은 그 동안의 채널다각화에도 불구하고 전속설계사가 생명보험산업의 가장 강력한 성장 요인 중 하나였으며, 여전히 종신보험과 같은 주력상품의 판매와 밀접한 관계가 있음을 확인하였다. 그러나, 최근 들어 전속설계사의 고령화와 GA채널로의 이직 및 신규 인력의 유입이 원활하지 않고, 생산성 및 조직 효율성이 낮아지는 등 어려운 문제에 봉착해 있다. 따라서 전속설계사 조직을 효율화하여 생산성을 증대시키기 위한 노력이 수반되어야 할 것이다. 특히 우리나라의 여성 중심 전속설계사 제도는 1990년대 외국계 생명보험회사의 남성설계사 조직의 등장으로 생산성 및 영업조직 행태에 변화의 조짐을 보였으나 지속적이지 못했다. 전속설계사 중심의 생명보험회사는 급변하는 환경변화를 인식하고, 인력 및 조직구조, 상품 및 유통방식 등 새로운 영업 인프라를 재구축해야 함을 시사한다.

본 연구의 기여는 일반인이 접근하기 어려운 회사별 가동 설계사의 월납 초회보험료 성과를 대상으로 채널의 성과를 분석하였다는 것이다. 그러나, 생명보험회사들의 경영전략, 상품믹스, 목표시장, 리스크관리, IT 등 판매채널 전략에 영향을 미치는 다양한 요인들을 감안하지 못한 것은 한계점이다. 향후 이런 다양한 요인들을 감안하여 채널별 성과 및 채널다각화 효과에 대한 심층 연구가 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

김석영·이선주, “전속설계사 채널의 향후 전망과 시사점”, **KiRi 리포트**, 제393호, 2016.

(Translated in English) Kim, Seok-young and Sun-joo Lee, “Prospects and Implications for the Exclusive Agent Channel”, *KiRi Report*, Vol. 393, 2016.

김주섭·이영민·이진영, “보험산업 종사자의 인력 전망과 생산성 분석”, *Asia-Pacific of Multimedia Services Convergent with Art, Humanities, and Sociology,* 제5권 6호, 2015, pp. 447-454.

(Translated in English) Kim, Joo-Seop, Young-Min Lee, Jin-Young Lee, “Analyzing the Workforce Forecast and Productivity of Employees in Insurance Industry”, *Asia-Pacific of Multimedia Services Convergent with Art, Humanities, and Sociology,* Vol. 5, No. 6, 2015, pp. 447-454.

남윤미·변혜원, “상품 다각화가 보험회사의 수익성에 미치는 영향-국내 생명보험회사를 중심으로”, **보험금융연구**, 제27권 제2호, 2016, pp. 111-143.

(Translated in English) Nam, Yun-Mi, Hae-Won Byun, “The Effect of Product Diversification on Profitability of Korean Insurers”, *Journal of Insurance and Finance,* Vol. 27, No. 2, 2016, pp. 111-143.

보험개발원, “생명보험의 채널별 손익기여도 및 시사점”, **CEO Report,** 2013.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute, “Revenue Contribution of Sales Channels in Life Insurance Company and Implications”, CEO Report, 2013

보험연구원, **보험동향**, 2017년 봄호.

(Translated in English) Korea Insurance Research Institute, Quarterly Insurance Review, Spring 2017.

안철경·정세창, “보험설계사 이직요인과 정착률 제고방안”, **보험금융연구**, 제28권 제4호,

통권 제89호, 2017, pp. 3-33.

(Translated in English) Ahn, Chul-kyung and Se-Chang Jung, "The Reasons for Turnover of Sales-force and the Measures for Improving Settlement Rate", *Journal of Insurance and Finance*, Vol. 89, No. 28-4, 2017, pp. 3-33.

_____, "보험판매채널 특성분석을 통한 채널 전략", **리스크관리연구**, 제21권 제2호, 2010, pp. 67-95.

(Translated in English) Ahn, Chul-kyung and Se-Chang Jung, "The Channel Strategies based on the Analysis of the Characteristics of Distribution Channel", *Journal of Risk Management*, Vol. 21-2, 2010, pp. 67-95.

안철경·정인영, "생명보험 전속설계사의 고연령화와 보험회사의 과제", **KiRi 리포트**, 제442호, 2018.

(Translated in English) Ahn, Chul-kyung and In-young Jung, "Aging of the Exclusive Agent and the Problems of Life insurance Company", *KiRi Report*, Vol. 442, 2018.

오기석, "우리나라 생명보험 판매채널의 고객별·상품별 적합성에 관한 실증연구", **보험학회지**, 제84집, 한국보험학회, 2009, pp. 1-34.

(Translated in English) K. S. Oh, "The Effectiveness of Korean Life Insurance Marketing Channels Focusing on Customer Characteristics and Product Types", *Korean Insurance Journal*, Vol. 84, Korean Insurance Academic Society, 2009, pp. 1-34.

_____, "대면·비대면 판매방식의 결합효과에 대한 실험적 연구", **보험학회지**, 제87집, 한국보험학회, 2010, pp. 135-167.

(Translated in English) K. S. Oh, "The Effect of the Comnination of On·Off Marketing Patterns Focusing on the Contract Persistency in the Korean Life Insurance Market", *Korean Insurance Journal*, Vol. 87,

Korean Insurance Academic Society, 2010, pp. 135-167.

한국금융신문, "금감원, 실적 없는 보험설계사 정조준…왜?", 2014. 4. 23.
http://www.fntimes.com/html/view.php?ud=131142

(Translated in English) Korea Financial Newspaper, "Financial Supervisory Service Aims the Idle Insurance Agents...Why?", 2014. 4. 23.

생명보험협회, 생명보험 50년 통계 FY1967-FY2016.
http://www.klia.or.kr/ consumer/consumer_0503.do

(Translated in English) Korea Life Insurance Association, 50 Years Statistics FY1967-FY2016.

_____, 통계연보, 각호.
http://www.klia.or.kr/consumer/consumer_0502.do

(Translated in English) Korea Life Insurance Association, Annual Statistics, Various Issues.

Berger, A. N., J. D. Cummins, and Mary A. Weiss, "The Coexistence of Multiple Distribution Systems for Financial Services: The Case of Property-Liability Insurance", *The Journal of Business*, Vol. 70, 1997, pp. 515-546.

Carr, R. M., J. D. Cummins and L. Regan, "Efficiency and Competitiveness in the U. S. Life Insurance Industry: Corporate Product, and Distribution Strategies", in J. David Cummins and Anthony M. Santomero (eds.), *Changes in the Life Insurance Industry: Efficiency, Technology, and Risk Management*, Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers, 1999, pp. 117-157.

Cummins, J. D., and G. Nini, "Optimal Capital Utilization by Financial Firms: Evidence From the Property-Liability Insurance Industry",

Journal of Financial Services Research, Vol. 21, 2002, pp. 15-53.

Klumpes, P. and S. Schuermann, "Corporate, Product and Distribution Strategies in the European Life Insurance Industry", *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practices*, Vol. 36, 2011, pp. 50-75.

Liebenberg, A. P. and D. W. Sommer, "Effects of Corporate Diversification: Evidence from the Property-Liability Insurance Industry", *Journal of Risk and Insurance*, Vol.75, Issue 4, 2008, pp. 893-919.

Lombardi, L., *Distribution Trends : in the United States*, LIMRA, 2009.

Lorson, J. and J. Wagner, "Sales Efficiency in Life Insurance: The Drivers for Growth in the German Market", *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practices*, Vol. 39, 2014, pp. 493-524.

Meador, J. W., H. E. Ryan, Jr., and C. D. Schellhorn, "Product Focus Versus Diversification: Estimates of X-Efficiency for the US Life Insurance Industry", in: P.T. Harker and S.A. Zenios(eds.), *Performance of Financial Institutions: Efficiency, Innovation, Regulation*, New York: Cambridge University Press, 2000.

Shi, B., E. G. Baranoff, and T. W. Sager, "Product Diversification in Health Insurance with Comprehensive Coverage Benefits U.S. Health Insurers", *Journal of International & Interdisciplinary Business Research*, Vol. 3, No. 3, 2016, pp. 14-28.

Abstract

This paper examines the performance of monthly initial premiums and channel diversification across a sample of life insurers that operate in solicitors (exclusive agents) organization from 2007 to 2016. While the size of registered solicitors decreased by 1.7% per year, the size of active solicitors decreased by 3.3% during the same period. The active rate of solicitors was around 61.0% in 2016.

As the life insurers' dependence on new business has diversified into various channels such as independent agency (GA), bancassurance, and direct channels, the share of solicitors has dropped from 62.5% in 2007 to 42.6% in 2016.

Despite the downsizing of solicitors, exclusive agents are still an important factor for new business. Panel fixed effect models represent that the overall performance of new contracts increases by 0.537% when the size of active solicitors increases by 1%. As the share of whole-life insurance products increases, the degree of channel diversification decreases, indicating a significant relationship between the product portfolio and the channel strategy.

※ Keywords: Sales Channel, Tied Agents, Diversification of Sales Channels

보험금융연구 제29권 제4호 (2018. 11) pp. 35-61
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2018.29.4.002

제3보험의 해약 결정요인에 관한 연구

A Study on the Determinants of the Surrender Behavior for Type 3 Insurance

오 창 수*·권 나 연**
Changsu Ouh·Nayeon Kwon

본 연구에서는 한국의료패널 자료를 활용하여 제3보험 계약자의 해약 결정에 영향을 미치는 변수를 인구사회적 요인, 경제적 요인, 보험가입 특성, 건강상태로 나누어 실증적으로 분석하였다. 장기간 패널 자료의 특성을 반영한 연구모형 선택을 위해 하우즈만 검정을 단계적으로 실시하여 고정효과패널로지스틱모형을 적합한 모형으로 결정하였다.

제3보험의 해약 결정요인을 분석한 결과, 보험계약건수가 많을수록, 연간납입보험료가 증가할수록, 비정규직일수록, 입원경험이 있을수록 해약가능성(오즈비)이 상승하는 것으로 나타났다. 반면 개인지출의료비가 높아질수록, 배우자가 있을수록, 도소매·숙박·음식업 및 교육서비스업에 종사할수록, 가구주일수록 해약가능성(오즈비)이 감소하는 것으로 나타났다. 연령과 해약가능성과의 관계는 U자형으로 나타나, 연령이 증가할수록 해약가능성이 감소하지만 일정연령 이상에서는 그 감소폭이 점차 둔화되는 것으로 분석되었다.

국문 색인어: 의료패널, 해약, 제3보험, 고정효과패널로지스틱모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051603, B051609, C030805

* 한양대학교 경상대 교수, 경영학 박사(csouh@hanyang.ac.kr), 제1저자
** 신협중앙회 공제기획부(kwonnayeon@cu.co.kr), 교신저자
논문 투고일: 2018. 04. 16, 논문 최종 수정일: 2018. 10. 30, 논문 게재 확정일: 2018. 11. 15

I. 서론

사람이 일생동안 겪을 수 있는 예상치 못한 사고로 인한 경제적 부담을 경감하기 위해 가입하는 보험은 그 보장대상[1)]에 따라 생명보험과 손해보험계약으로 나눌 수 있다. 제3보험은 생명보험의 인(人)보장과 손해보험의 실손보상 특성을 동시에 가지는 상해보험·질병보험·간병보험으로 구분된다. 보험개발원 자료에 의하면 최근 보험상품은 사망보장에 중점을 둔 유족보장중심에서 보험가입자의 치료를 위한 의료비용 보전, 재활, 건강관리, 장기간병 및 소득상실분 보상 등 다양한 생활보험형태인 제3보험으로 확대되고 있다. 이는 우리나라가 급격한 경제성장과 인구연령구조의 변화로 고령화 사회에 진입하고 있고, 핵가족화 및 여성의 경제활동 증가 등 사회의 구조적 변화로 인해 가족부양체제의 인식이 약화되면서 고령자 및 개인을 위한 보장의 중요성이 커지고 있기 때문으로 판단된다.

보험회사는 새로운 계약을 체결하기 위해 다양한 신상품과 영업정책으로 신계약 가입을 유도하고 있으나, 보험은 장기적인 특성으로 인해 가계와 개인 여건에 따라 만기까지 보유하지 못하고 해약되는 경우가 있다. 금융감독원 공시자료에 의하면 2017년 기준 생명보험 유지율(보험계약별 가입금액 기준, 효력상실 및 해약 포함)이 13회차 81.2%, 25회차 68.6%임을 볼 때, 전체 보험계약의 31% 가량이 2년 이상 유지되지 못하고 보장기능을 상실하게 됨을 알 수 있다.

보험계약이 만기 이전에 해약되는 경우 보험회사와 가입자 모두에게 부(-)의 효과가 나타날 수 있다. 먼저 계약자의 경우 보험 해약 시 납입한 보험료에서 위험보험료 및 사업비를 공제하고 해약환급금을 지급하기 때문에 금전적 손실이 불가피하다. 또한 추후 보험 가입 시 나이 및 건강변수 등의 요인에 의해 제한될 수 있으며, 예정이율 하락 및 손해율 상승요인에 따라 보험료가 상승할 위험이 크다. 그리고 보험회사는 보험계약이 조기 해약될 경우 계약 체결 및 관리에 소요된 사업비를 회수할 수 없게 되므로 손익에 부정적인 영향을 받게 된다. 그리고 예상보다 많은 해약이 발생할 경우 보험회사의 유동성 문제 등으로 재무건전성이 악화되어 다른 계약자가 피해를 입을 수 있기 때문에 보험계약자의 해약 결

1) 생명보험은 사람의 생존 및 사망을 보장대상으로 하고 정액보상을 원칙으로 하며, 손해보험은 재산상의 손해를 보장대상으로 하고 실손보상을 원칙으로 한다.

정요인에 대한 연구가 필요하다.

그동안 미시자료를 이용한 보험관련 해약 연구는 생명보험, 종신보험, 실손의료보험 등에 대한 연구가 대부분이었으며, 정액형과 실손형을 모두 포함하는 제3보험 전체의 해약에 관한 연구는 거의 없었다. 그리고 주로 횡단연구에 치중되어 개인행동의 동태적 연구에 적합한 패널분석을 통한 계약자 해약 결정요인에 대한 연구가 매우 부족한 실정이다. 이에 본 연구에서는 한국의료패널 자료를 활용하여 제3보험 전체의 해약집단과 비해약집단의 특성을 살펴보고, 고정효과패널로지스틱(fixed-effects panel logistic model)분석으로 보험계약자의 제3보험 해약 결정에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하고자 한다.

연구체계는 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ장에서는 분석에 사용된 데이터 및 연구방법에 대해 설명하며, 제Ⅳ장에서 보험 해약자의 특성을 살펴보고 계약자 해약행동 결정요인을 실증분석한 후 제Ⅴ장 결론에서 분석결과를 요약정리하고 연구의 의의를 제시하고자 한다.

Ⅱ. 선행연구

보험해약에 관한 실증적 선행연구는 일반적으로 거시경제변수 및 회사특성 등 환경적 변수 중심(금리, 주가, 실업률 등)의 해약연구와 계약 및 계약자특성 중심(모집방법, 인구사회적 변수, 경제적 변수 등)의 해약연구로 구분된다. 각종 통계자료의 접근 용이성으로 인해 대부분의 선행연구는 환경적 변수 연구에 치중되어 있으며, 계약 및 계약자중심의 해약연구는 개별계약 및 개인정보에 대한 데이터 확보가 어려워 상대적으로 선행연구가 많지 않다. 보험해약에 관한 선행연구들을 분석대상에 따라 구분해 보면 일정 시점에서 여러 개체들로부터 수집한 횡단면 자료, 시간의 흐름에 따라 수집한 시계열자료, 동일한 조사대상 개체(국가, 기업, 가구, 개인)들로부터 여러 시점에 거쳐 반복적으로 수집한 패널 자료[4]로 나눠진다. 보험해약 관련 선행연구를 거시경제변수와 같은 환경적 변수 중심의 해

4) 패널 자료는 통합된(pooled) 횡단면 자료와 구분되는데, 시계열데이터와 횡단면데이터를 합쳐 놓은 것이라는 점에서는 동일하지만 통합된(pooled) 횡단면 자료의 경우 서로 다른 개체가 여러 시점에 거쳐 수집된 것으로 차이가 있다.

약연구, 계약 및 계약자특성 중심의 해약연구 및 패널 자료를 활용한 해약연구로 나누어 살펴보고자 한다.

1. 거시적 해약연구

거시경제변수 및 회사특성 등 환경적 변수와 해약과의 관계에 대한 주요 가설에는 긴급자금가설(실업률이 증가하면 보험을 해약하므로 해약률이 증가한다), 이자율가설(시장이자율이 상승하여 보험상품을 유지하는 것보다 다른 금융자산에 투자하는 것이 좀 더 이득이 되는 경우 보험계약을 해약하므로 해약률이 증가한다), 그리고 인플레이션가설(소비자물가 상승으로 보험금의 실질가치가 하락하게 되면 해약률이 증가한다)이 있다(Knoller, 2015).

Outreville(1990)은 미국 및 캐나다의 생명보험 해약률 자료를 이용하여 경제변수(실업률, 이자율)와 종신생명보험 해약률과의 관계를 긴급자금가설의 성립 여부를 통해 실증분석하였다. 분석결과 실업률과 해약률은 정(+)의 관계가 성립하여 긴급자금가설을 지지하는 결과가 나타났으며, 이자율과 해약률과의 관계는 장·단기 금리에 관계없이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

Kuo et al.(2003)은 미국의 생명보험 해약률 자료에 대해 공적분(cointegration) 이론을 적용하여 경제변수(이자율, 실업률)와 해약률과의 관계를 장·단기로 구분하여 분석한 결과, 이자율은 해약률과 장기적으로 정(+)의 관계가 성립하며 단기적으로는 유의하지 않음을 확인하였다. 이는 보험계약자들이 시장이자율에 따라 금융상품을 선택하므로 고수익 상품가입을 위해 보험계약을 해약한다는 이자율 가설이 성립함을 보여주는 결과이다. 반면 실업률의 경우 장·단기 모두 해약률과 정(+)의 관계로 분석되어 Outreville(1990)의 연구결과와 같이 긴급자금가설이 지지되는 것으로 나타났다.

최영목·최원(2008)은 1998년부터 2008년까지의 생명보험 종목별, 회사별 데이터를 대상으로 회귀모형 및 SUR(seemingly unrelated regression)모형을 통해 경제변수와 해약률과의 관계에 대하여 분석하였다. 분석결과 긴급자금가설, 이자율가설, 인플레이션가설이 지지되는 것으로 나타났으며, 생존보험의 해약률과 명목국민총생산(NGDP: nominal

gross domestic product)성장률, 처분가능소득증가율, 실업률, 시장이자율, 소비자물가상승률 등 연구된 독립변수 모두가 통계적으로 유의하며 모형의 설명력도 높은 것으로 나타났다.

정세창·오승철(2009)은 1995년부터 2008년까지의 데이터를 이용하여 경제변수(명목국민총생산, 금리, 실업률)와 해약률과의 관계를 그랜저 인과관계검정 및 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction model)을 통해 실증 분석하였다. 연구결과 경제변수들과 해약률 사이에 공적분이 존재한다는 것을 확인하였고, 그랜저 인과관계 검정결과 실업률과 명목국민총생산은 단기간에 해약률에 영향을 주는 반면, 금리는 해약률에 장기적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 경제변수들과 해약률 사이의 장기균형관계는 벡터오차수정모형을 통해 분석하였는데, 명목국민총생산은 해약률에 대해 부(-)의 영향을, 금리 및 실업률은 해약률에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 긴급자금가설 및 이자율가설을 지지하는 것으로 나타났다.

이석범 외 2인(2010)은 거시경제변수(실업률, 3년 만기 회사채 이자율, 소비자물가상승률 등)와 우체국 보험의 해약률과의 관계를 Johansen 공적분 검정 및 벡터오차수정모형 추정을 통하여 분석하였다. 보험종목별로 경제변수들이 해약률에 미치는 영향이 상이한 것으로 확인되었는데, 교육보험에서는 긴급자금가설 및 이자율가설이 지지되었으나 생사혼합보험과 연금보험에서는 지지되지 않는 것으로 나타났고, 인플레이션가설의 경우 교육보험과 보장성보험에서 건수기준 해약률은 지지되는 것으로 나타났지만 금액기준 해약률에서는 지지되지 않는 것으로 나타났다. 반면 연금보험과 생사혼합보험에서 금액기준 해약률은 인플레이션가설을 지지하였지만 건수기준 해약률은 지지되지 않는 것으로 나타나 상반된 결과를 보였다.

류건식·이봉주(2011)는 계량경제모형(일반선형모형, 벡타오차수정 모형)을 이용하여 국내 생명보험사의 2000년부터 2007년까지의 데이터를 대상으로 보장성보험과 연금보험의 해약에 영향을 미치는 요소에 대해 분석하였다. 거시경제변수인 실업률 및 시장이자율이 해약률에 미치는 영향은 종목별로 상이한 것으로 나타났으며, 보유계약 및 피보험자의 특성에 따라 해약률에 미치는 영향이 다른 것으로 분석되었다.

2. 미시적 해약연구

보험계약 및 계약자 등 미시적 변수와 해약률과의 관계에 대한 연구는 관련 자료입수의 어려움으로 일반연구자보다는 주로 공공기관이나 보험관련협회 등과 같은 공적인 기관에 의해 수행되고 있다. 미국에서는 미국생명보험협회(ACLI:American Council of Life Insurers)와 생명보험마케팅조사협회(LIMRA: Life Insurance Marketing Research Association)에서 보험계약 및 상품 종목별 해약성향 조사활동과 해약률 공시업무 등을 한다. 우리나라의 경우 생보협회, 손보협회, 그리고 보험개발원, 금융감독원이 이러한 역할을 하고 있지만, 일반연구자에 대한 자료공개가 제한적이기 때문에 특정회사 자료 또는 공공기관에서 설문을 통해 조사된 패널 자료를 활용하여 연구하는 경우가 대부분이다.

강중철·장강봉(1999)은 보험개발원의 '95년 1년간 생명보험회사 3사의 계약자료를 이용하여 보험종목, 가입금액, 인수심사 시 진단유무, 계약자 성별 및 연령, 소득수준, 학력 등이 생명보험회사의 보험계약 실효 및 해약에 미치는 영향을 생존분석기법으로 연구하였다. 분석결과 남성의 경우, 연령이 높을수록, 인수심사 시 진단계약의 경우 생명보험의 해약률이 낮다는 것을 확인하였다.

유창훈·김정동(2011)은 민영의료보험의 가입 및 해약에 대한 결정요인을 분석하기 위하여 2008년 한국의료패널 자료를 활용하여 로지스틱 회귀분석을 하였다. 인구사회적 변수, 경제적 변수, 건강관련 변수로 횡단면 분석을 한 결과, 가구주의 연령이 높을수록, 가구주가 비경제 활동인구일수록 해약확률이 높았고, 1인가구의 경우 가구의 보험가입 건수가 많을수록 해약확률이 낮았다.

김잔디(2011)는 한국복지패널 3, 4차 자료를 이용하여 민간의료보험의 가입 및 탈퇴가 발생한 가구에 대한 계약 변동요인을 인구사회적 특성, 사회경제적 특성, 의료 및 건강행태 특성으로 구분하여 로지스틱 회귀분석을 통해 실증 연구하였다. 여성일수록, 기혼일수록, 학력이 높아질수록, 의료비가 상승할수록, 외래 이용횟수가 증가할수록 해약가능성이 낮아졌고, 건강보험료 미납경험이 있는 가구일수록, 입원이용횟수가 증가할수록 해약가능성이 높게 나타났다.

김사영(2011)은 보험소비자들의 생명보험계약 해약에 영향을 미치는 요인을 금융감독원의 생명보험민원 데이터를 대상으로 소비자 불만족 및 경제적 변수 등을 반영한 통합벡터오차수정모형을 구축하여 동태적으로 분석하였다. 분석결과 계약 모집 및 성립관련 민원비율, 고지 및 통지의무 위반관련 민원비율이 해약률에 대해 정(+)의 영향을 미쳤다. 그리고 거시경제 변수는 해약률 변동에 큰 영향을 미치지 못했다.

채완기(2012)는 생명보험계약의 해약에 영향을 미치는 요인을 모집인과의 관계, 보험의 종류, 인구사회적 특성으로 구분하여 특정 PB(Private Banker) 1인이 체결한 12년간 계약 자료를 로지스틱 분석을 통해 실증 분석하였다. 나이가 많을수록, 보험료 납입횟수가 많을수록, 남자일수록, 보험금을 수령하였을수록, 서울에 거주할수록 해약가능성이 감소하였다.

김선미·신호성(2015)은 민간의료보험과 치과의료이용간 상호연관관계를 분석하고자, 한국의료패널의 2010년과 2011년 2개년 데이터를 이용하여 2SPLS(two stage probit least squares) 방법으로 연구하였다. 분석한 결과 소득이 높을수록 해약가능성은 높아지고 연령이 증가할수록 해약가능성이 낮아지는 것으로 나타났다.

전보영·권순만(2012)은 한국의료패널의 2008년부터 2009년 자료를 활용하여 의료비 지출 경험이 민간의료보험 해약 등 가입변동에 미치는 영향을 로지스틱 회귀분석 및 다항로지스틱 분석을 통해 실증연구 하였다. 동 연구에서 전년도 소득에 대비하여 10% 이상의 의료비 지출 경험이 있을수록 가계의 소비 지출 여력을 감소시켜 보험의 해약가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

김대환(2016)은 한국의료패널의 2008년-2013년 자료를 활용해 실손의료보험의 유지 및 해약 여부를 고정효과로지스틱모형으로 실증 분석하였다. 외래 및 입원경험이 있을수록, 연령 및 가구소득이 증가할수록 해약가능성이 증가하고, 보험금 수령경험이 있을수록, 장애가 있을수록, 기혼일수록, 근로자일수록 해약가능성이 감소하는 것으로 나타났다. 동 연구에서는 건강상태에 따라 계약의 유지 및 해약 여부가 발생하는 사후적 역선택 및 보험금을 수령하면 해약가능성이 감소하는 등 가입자의 선택적 행태가 발견되었다.

보험해약에 대한 선행연구들은 주로 경제적인 요인과 해약과의 관계에 대한 분석이 대부분이고, 미시자료를 이용한 비경제적인 요인이 보험계약 해약에 미치는 영향에 관한 연

구들도 자료 입수의 어려움으로 분석대상, 분석기간, 연구모형이 제한적이다. 또한 미시자료를 이용한 선행연구들은 연구대상이 생명보험 또는 종신보험, 실손의료보험 등으로 국한되었고, 제3보험 전체에 대해 분석한 연구는 거의 없었다. 아울러 보험계약은 장기계약의 특성이 있기 때문에 보험해약 결정에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해서는 장기간 보험계약자를 관찰하는 것이 필요하며 이러한 이유로 패널 자료를 이용한 분석이 적합하다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 상해·질병·장기간병보험인 제3보험 전체(정액형, 실손형)에 대하여, 한국의료패널의 2010년부터 2015년까지 6개년의 자료를 대상으로 고정효과패널로지스틱모형을 이용하여 실증적으로 분석하였다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료

본 연구의 실증분석 자료는 한국보건사회연구원과 건강보험공단이 공동으로 조사한 한국의료패널 연간데이터의 6년간 자료(2010년-2015년)이다. 한국의료패널은 2008년부터 표본가구로 선정된 7,009가구 21,283명의 가구원을 대상으로 전국적으로 조사를 시작하였으며, 이사·조사거부 등으로 탈락된 가구로 인해 2015년에는 4,850가구 13,258명의 가구원이 조사되었다. 2018년 현재 2015년 연간통합데이터까지 공개하고 있지만, 2010년 이전에는 계약자별로 구분되는 개별 계약의 해약 여부가 조사되지 않아 2010년 이후 보험계약이 관측된 패널을 대상으로 해약 여부를 추적하는 방법으로 분석하였다. 한국의료패널 자료의 경우 가구 및 가구원의 사회·경제적 특성과 소득수준, 의료비·생활비 지출규모, 보험 가입내용 등에 대해 개인, 가구단위 별로 자료를 수집하고 있으며, 특히 가구·가구원·보험계약단위 수준으로 인구·사회적, 의료적, 경제적 등 다양한 특성을 관측할 수 있는 정보가 충분하기 때문에 제3보험의 해약 결정요인에 영향을 미치는 변수를 다양하게 활용할 수 있다는 장점이 있다.

실증분석은 6개년의 분석기간(2010년-2015년) 동안 연속적으로 3개년 이상 관측된 개인들의 정보를 바탕으로 분석하였다. 제3보험의 해약 결정요인 분석 시 중요하게 검토

되어야 할 부분은 해약집단과 비해약집단 간의 이질성과 선택 편의를 관찰하는 것이다. 따라서 분석기간에 비해 관측건수가 너무 적은 개인들이 포함될 경우 패널분석과정에서 오류가 있을 수 있으므로, 3개년 이상 정보를 제공한 개인으로 한정하여 데이터를 구성하였다. 또한 데이터에 오류가 있거나 결측 값의 경우 분석에서 제외하였다.

2. 연구모형

본 연구에서는 이항 종속변수에 적합한 분석방법인 로지스틱모형을 활용한 분석방법을 사용하였다. 회귀분석에서 종속변수가 상호배타적인 2진(binary)변수를 취하는 모형은 로지스틱(logistic) 모형과 프로빗(probit) 모형이 있으며, 이 때 종속변수는 이항분포를 따른다. 본 연구의 기본 분석모형으로 사용된 로지스틱모형은 (1)과 같이 표현된다.

$$Y = \begin{cases} 1 \text{ if } Y^* > 0 \\ 0 \text{ if } Y^* \leq 0 \end{cases}$$

$$Y^* = X\beta + \epsilon \tag{1}$$

(1)에서 X는 해약 결정에 영향을 주는 설명변수 벡터이고, β는 추정계수 벡터, ϵ는 오차항이다. 그리고 관측된(observed) 2진변수 Y와 Y가 기반이 되는 관측되지 않는 연속변수(혹은 잠재(latent)변수) Y^*로 구분되며, 잠재변수 모형이 주어졌을 때 $Y = 1$(제3보험의 해약)일 확률은 (2)와 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} \Pr(Y=1) &= \Pr(X\beta + \epsilon > 0) \\ &= \Pr(\epsilon > -X\beta) \\ &= F(X\beta) \end{aligned} \tag{2}$$

(2)에서 함수 F는 0을 중심으로 대칭적인 확률분포의 누적분포함수(c.d.f)이다. 오차항 ϵ가 표준정규분포를 따른다면 프로빗모형이 되고 로지스틱 분포를 따른다면 로지스틱모형이 된다.[5)]

5) 강창희·박상곤(2017), pp. 611-612.

이러한 이항반응 모형을 패널데이터로 확장하는 방법은 모든 시점(t)의 데이터를 통합(pooled)한 모형인 $Y_{it} = X_{it}\beta + u_{it}$으로 설정하고, u_{it}가 모든 t에서 로지스틱분포를 갖는다고 가정하는 것이다. 그러나 패널데이터는 횡단면데이터와 시계열데이터의 특성을 동시에 가지고 있으므로 오차항에 이분산성이나 자기상관이 존재할 가능성이 있다. 따라서 패널데이터를 통합(pooled)로지스틱모형으로 추정할 경우 일치추정량이 되지 못하는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 오차항에 패널 개체의 특성을 고려하여 추정하여야 한다.

패널로지스틱분석(panel logistic analysis)은 패널데이터를 이용하여 동일한 개체를 시간에 따라 반복적으로 조사하는 분석기법으로 기존의 횡단면 분석과 시계열 분석에서 불가능한 개별특성 효과 및 시간특성효과를 통제할 수 있다. 따라서 내생성(endogeneity)의 문제가 있는 설명변수의 추정 편의(bias)를 감소시켜 왜곡된 결과를 얻을 가능성을 감소시킬 수 있는 장점이 있다. 이러한 특성으로 인해 다중공선성 문제를 완화시켜주며, 단순한 횡단면자료 또는 시계열자료에서 분석될 수 없는 개별효과 및 시간효과를 추정할 수 있다.

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 \text{ if } Y_{it}^{*} > 0 \\ 0 \text{ if } Y_{it}^{*} \leq 0 \end{cases}$$

$$Y_{it}^{*} = \alpha + X_{it}\beta + u_i + e_{it} \qquad (3)$$

(3)에서 Y_{it}는 종속변수로서 개인 i의 t시점에서의 해약 여부(해약 1, 비해약 0)를 의미하고, X_{it}는 개인 i의 t번째 시점에서의 해약 결정에 영향을 주는 설명변수 벡터, β는 추정계수 벡터이다. 위 모형은 두 개의 오차항으로 구성되어 있는데, u_i는 i번째 패널간 오차항으로서 패널 개체에 따라 변하는 이질성(heterogeneity)을 나타내며, 한 개의 패널 개체 내에서는 영속적인 특성(시간에 따라 변하지 않음)을 가진 시간 불변(time-invariant)의 개별효과를 의미한다. e_{it}는 패널개체와 시간에 따라 변하는 순수한 오차항으로 로지스틱분포(logistic distribution)를 따른다고 가정한다. 고정효과모형에서는 패널간 오차항이 고정되어 있다고 가정하여 오차항 u_i를 추정해야할 모수(parameter)로 간주하나, 확률효과모형은 오차항 u_i이 확률변수를 따른다고 가정한다. 이를 상수항이 패널 개체에 따라 달라지는 변동계수(varying coefficient) 모형 형태로 표현하면 (4)와 같다.

$$Y_{it}^{*} = (\alpha + u_i) + X_{it}\beta + e_{it} \quad (4)$$

위 식에서 기울기 모수인 β는 모든 패널 개체에 대해 서로 동일하지만 상수항 $(\alpha + u_i)$는 패널 개체별로 달라진다. 고정효과모형에서는 위 식의 $(\alpha + u_i)$를 패널 개체별 상수항으로서 고정된 모수로 간주하지만, 확률효과 모형에서는 $(\alpha + u_i)$를 확률변수로 간주한다. 확률효과 모형은 고정효과모형에서는 불가능한 시간에 따라 변하지 않는 설명변수(time-invariant variable)에 대한 β추정치를 얻을 수 있다는 장점이 있지만, $cov(x_{it}, u_i) = 0$이 성립하여야 일치추정량이 된다.[6)]

3. 변수구분 및 분석방법

본 연구에서의 분석방법은 다음과 같다. 분석에 포함된 보험 해약자와 비해약자 그룹의 일반적 특성을 파악하기 위해 계약단위의 보험 가입 및 해약 데이터를 개인단위로 재구성해 연도별 분석 자료를 구축했다. 보험계약의 해약은 계약자 개인의 의사결정이므로 본 연구의 분석단위는 가구원으로 하였으며, 경제단위는 가구 중심이므로 경제적 요인의 경우 가구기준으로 분석하였다. 그리고 개인이 여러 건의 계약을 가입하고 해약하는 경우 시점별로 해약 여부를 확인하였다.

다음으로 선행연구의 변수를 고려하여 보험계약자의 해약 결정은 인구사회적요인, 경제적요인, 보험가입특성, 건강상태에 의해 영향을 받는다는 것으로 가정하였다. 즉, 보험계약의 해약 의사결정은 계약자의 개인적인 사정에 의하므로 개인의 여러 가지 특성에 의해 선택이 된다는 개인 선호에 관한 변수를 채택하였다.

제3보험의 해약요인 실증분석에 활용된 변수들의 내용은 〈표 1〉과 같다. 종속변수는 이항변수 형태로 분석기간 동안 유지를 하였으면 0을, 해약을 한 경우에는 1을 부여하였다.

6) 한치록(2017), pp. 21-49; 민인식·최필선(2016), p. 111, pp. 149-151.

〈Table 1〉 Classification and descriptions of Independent variables

The variables used in the empirical analysis of the determinants of the surrender behavior for Type 3 Insurance are shown in Table 1. Independent variables in this study are classified by Population and sociology factors, Economic factors, Contract characteristics factors and Health status factors. Descriptions of 0 and 1 given to independent variables are explained in 〈Table 1〉.

Variables		Description
Population and sociology factors	Gender	0(= female), 1(= male)
	Age, Age^2	The age of the individual
	Spouse	0(= no, if the respondent has no spouse) 1(= yes, if the respondent has a spouse)
	# of household members	Number of household members by household
	Business field	Agriculture, forestry and fisheries (1), others (0)
		Wholesale and retail, lodging and catering (1), others (0)
		Transportation, telecommunications (1), others (0)
		Finance, insurance, real estate rental and business services (1), others (0)
		Educational Services (1), others (0)
		Public administration, health and social welfare (1), others (0)
	Employment status	0(= regular worker), 1(= irregular worker)
	Head of household	0(= no), 1(= yes)
Economic factors	Household income	Annual gross income by household(10 thousand unit KRW), log transform
	House owners	0(= no, if the respondent owns no home), 1(= yes, if the respondent owns a home)
Contract characteristics factors	# of insurance contracts	Number of individual contracts
	ln_Annual payment premium	Annual payment premium(thousand unit KRW), log transform
	ln_Claims paid	Annual claims paid(thousand unit KRW), log transform
	# of claims received	0(= no), 1(= yes)
		1 time (1), others (0)
		2 times more (1), others (0)
		10 times more (1), others (0)

Health status factors	ln_Personal medical expenditures	Annual personal medical expenditures (thousand unit KRW), log transform
	Smoking	0(= no), 1(= yes)
	Hospitalization experience	0(= no), 1(= yes)
	Exercise	0(= no), 1(= yes)
	Chronic disease	0(= no), 1(= yes)

본 연구에서는 〈표 1〉의 변수에 대해 2010년부터 2015년까지 응답이 유지된 제3보험의 가입경험이 있는 가구원을 대상으로 각 연도 데이터를 이용해 해약 및 비해약 집단으로 구분하여 패널데이터를 구성하였다.

분석절차는 다음과 같다. 첫째, 독립변수들의 데이터 속성 및 특성을 파악하기 위하여 기술통계량분석을 수행하였다. 둘째, 패널데이터에 적합한 연구모형 선택을 위해 ① 통합(pooled)로지스틱모형과 패널(panel)로지스틱모형 ② 고정효과패널로지스틱모형과 확률효과패널로지스틱모형에 대한 하우즈만(Hausman) 검정을 단계적으로 실시하여 연구모형을 결정하였다. 셋째, 모형의 기본적인 적합성 검증을 위해 우도비(LR: likelihood ratio) 검정을 시행하였다. 넷째, 독립변수간 다중공선성(multi-colinearity)이 발생하는지 여부를 점검하기 위해 VIF(variance inflation factor, 분산팽창계수)를 확인하였다. 마지막으로 모형의 적합성 검증을 통해 결정된 고정효과패널로지스틱모형을 이용하여 제3보험 계약자의 해약 결정요인을 분석하였다. 본 연구의 분석에 이용된 통계패키지는 STATA 14.0 프로그램이다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 기술통계량

본 연구의 분석대상인 제3보험 해약 집단의 일반적 특성은 〈표 2〉와 같다. 보험을 가입한 사람만 해약을 할 수 있기 때문에 실증분석 대상은 가구원을 기준으로 보험가입자를 해

약을 한 집단과 유지 중인 비해약 집단으로 구분하였다. 2010년 제3보험에 한 개 이상 가입한 사람 9,323명 중 한 번이라도 해약한 사람은 481명으로 5%이고, 분석기간 동안 평균 5% 정도를 구성하고 있다.

남자의 경우 여자에 비해 해약하는 비율이 다소 높았으며, 해약하는 집단의 평균연령은 2010년 31.57세, 2011년 31.09세, 2012년 34.84세, 2013년 31.6세, 2014년에는 37.19세, 2015년에는 37.13세로 30대 보험계약자가 주로 해약하는 것으로 나타났다. 배우자가 있는 경우 해약하는 비율이 배우자가 없는 집단에 비해 낮아 배우자 유무에 따른 해약 경향의 차이가 나타났다. 업종의 경우 공공행정·보건 및 사회복지 업종, 도소매·숙박·음식업, 운수·통신업에서 해약 확률이 높은 것으로 조사되었다. 가구주 여부에 따른 해약 비율은 가구주가 비가구주에 비해 해약이 대부분 높게 나타났다. 자가소유에 따른 해약 여부에서는 자가소유를 하지 못한 가구가 높게 해약하는 경향으로 나타났다. 건강상태를 살펴보면 흡연자가 비흡연자에 비해, 입원 경험이 있는 사람이 입원 경험이 없는 사람에 비해 해약하는 비율이 주로 높은 것으로 나타났다. 그리고 운동을 하는 사람이, 만성질환이 없는 사람이 해약하는 비율이 높은 것으로 조사되었다.

〈Table 2〉 Descriptive statistics

This table presents the summary statistics of panel dataset of surrender group from 2010 through 2015 in the Korea Health Survey used in the estimation. The statistics of this table are based on the members of the household. Average age of surrender group is 31.574(2010), 31.089(2011) and so on. This table shows that average surrender rate is around 5%. The details of surrender group are shown in 〈Table 2〉.

Independent variable		2010	2011	2012	2013	2014	2015
Gender	Female	249	185	213	189	193	309
	(%)	(5.1)	(3.8)	(4.3)	(4.0)	(4.2)	(6.7)
	Male	232	196	187	185	184	284
	(%)	(5.2)	(4.4)	(4.1)	(4.4)	(4.4)	(6.8)
Age, Age^2	mean	31.574	31.089	34.843	31.596	37.194	37.126
	std.dev	19.334	18.781	19.126	19.547	19.808	20.195
Spouse	None	257	215	193	224	191	304
	(%)	(5.5)	(4.6)	(4.1)	(5.1)	(4.4)	(7.0)
	Have	224	166	207	150	186	289
	(%)	(4.8)	(3.5)	(4.4)	(3.3)	(4.1)	(6.5)

# of household members	mean	3.823	3.911	3.715	3.759	3.695	3.767
	std.dev	1.323	1.434	1.165	1.08	1.214	1.356
Business field	Agriculture, forestry and fisheries (%)	14 (2.8)	18 (3.5)	15 (3.0)	15 (3.0)	19 (3.8)	24 (4.7)
	Wholesale and retail, lodging and catering (%)	126 (5.1)	96 (3.9)	112 (4.5)	94 (4.0)	99 (4.3)	148 (6.6)
	Transportation, telecommunications (%)	15 (4.9)	13 (4.1)	14 (4.4)	4 (1.4)	8 (2.9)	25 (8.3)
	Finance business services etc. (%)	40 (5.5)	34 (4.6)	38 (5.2)	30 (4.1)	30 (4.1)	41 (5.5)
	Educational Services (%)	24 (5.5)	11 (2.5)	9 (2.0)	9 (2.2)	19 (4.9)	21 (5.6)
	Public administration etc. (%)	58 (7.6)	37 (4.8)	38 (4.7)	25 (3.3)	38 (5.1)	55 (7.4)
Employment status	Irregular worker (%)	106 (5.3)	67 (3.4)	99 (5.0)	81 (4.3)	85 (4.6)	115 (6.2)
	Regular worker (%)	98 (5.8)	82 (4.7)	73 (4.2)	59 (3.6)	65 (4.1)	111 (7.1)
Head of household	No (%)	337 (5.0)	261 (3.9)	283 (4.2)	282 (4.5)	257 (4.2)	405 (6.6)
	Yes (%)	144 (5.5)	120 (4.4)	117 (4.3)	92 (3.5)	120 (4.5)	188 (7.0)
ln_Household income	mean	8.097	8.192	8.225	8.315	8.277	8.358
	std.dev	0.653	0.617	0.57	0.576	0.644	0.635
House owners	No (%)	200 (7.2)	151 (5.4)	173 (6.0)	133 (5.0)	129 (4.9)	226 (8.9)
	Yes (%)	281 (4.3)	230 (3.5)	227 (3.4)	241 (3.9)	248 (4.0)	367 (5.9)
# of insurance contracts	mean	2.661	2.945	2.738	2.684	2.345	2.621
	std.dev	1.442	1.414	1.533	1.535	1.412	1.474
ln_Annual payment	mean	13.912	14.159	13.828	13.949	13.447	13.706

premium	std.dev	1.553	1.311	2.17	1.658	2.772	2.218
ln_Claims paid	mean	0.942	0.867	0.717	1.001	1.163	0.818
	std.dev	3.292	3.245	2.985	3.484	3.725	3.16
# of claims received	mean	0.114	0.094	0.073	0.126	0.133	0.094
	std.dev	0.425	0.372	0.32	0.46	0.454	0.383
ln_Personal medical expenditures	mean	11.875	11.869	11.701	11.932	11.813	11.941
	std.dev	1.729	1.657	1.723	1.66	1.659	1.684
Smoking	No (%)	273 (4.9)	196 (3.5)	230 (4.1)	192 (3.5)	209 (3.9)	311 (5.7)
	Yes (%)	84 (5.8)	70 (4.9)	69 (4.8)	66 (5.1)	73 (5.6)	111 (9.5)
Hospitalization experience	No (%)	413 (4.9)	335 (4.0)	345 (4.1)	332 (4.1)	340 (4.3)	533 (6.8)
	Yes (%)	68 (7.2)	46 (5.0)	55 (5.7)	42 (4.8)	37 (4.3)	60 (6.5)
Exercise	No (%)	243 (4.7)	180 (3.7)	214 (4.2)	178 (3.7)	214 (4.3)	330 (6.5)
	Yes (%)	238 (5.7)	201 (4.5)	186 (4.3)	196 (4.7)	163 (4.2)	263 (7.0)
Chronic disease	No (%)	281 (5.5)	211 (4.4)	224 (4.7)	195 (4.6)	189 (4.5)	291 (7.1)
	Yes (%)	200 (4.7)	170 (3.7)	176 (3.8)	179 (3.8)	188 (4.0)	302 (6.4)

2. 모형의 적합성 검증

제3보험 해약에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 다음과 같은 모형의 적합성 검정을 통해 연구모형을 결정하고자 한다. 첫째, 연구모형 선택을 위해 ① 통합(pooled)로지스틱 모형과 패널(panel)로지스틱모형 ② 고정효과(FE: fixed-effects)패널로지스틱모형과 확률효과(RE: random-effects)패널로지스틱모형에 대한 하우즈만(Hausman) 검정을 단계적으로 실시하여 연구모형을 결정한다.[7] 둘째, 모형의 기본적인 적합성을 검증하고자 우도비(LR) 검정을 시행한다. 셋째, 독립변수 상호간 다중공성선 발생 여부를 점검하기 위해 VIF를 확인하였다.

7) 하우즈만 검정을 통해 통합(Pooled)로지스틱 대 패널로지스틱과 고정효과모형 대 확률효과모형을 검증한다. 하우즈만 검정을 실행하는 스타타(Stata) 명령어는 다음과 같이 패널로지스틱모형의 고정효과모형을 기준으로 검증한다(민인식·최필선(2016), pp. 249-251).
[통합로지스틱모형 vs 패널로지스틱모형] hausman FE POOL
[고정효과모형 vs 확률효과모형] hausman FE RE

먼저 패널 개체의 특성을 반영한 분석모델을 결정하고자 하우즈만 검정을 시행하여 통합로지스틱모형과 패널로지스틱모형에 대해 “고정효과가 존재하지 않는다”라는 귀무가설을 검정한다. Wald χ^2을 이용한 검정결과 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 패널 개체의 특성을 고려하는 패널로지스틱모형이 적합한 것으로 나타났다.

다음으로 패널로지스틱모형 내 고정효과(FE)패널로지스틱모형과 확률효과(RE)패널로지스틱모형 간 선택을 위해 하우스만 검정을 시행하는데 이때의 귀무가설과 대립가설은 아래와 같다.

$$H_0 : cov(x_{it}, u_i) = 0$$
$$H_1 : cov(x_{it}, u_i) \neq 0$$

귀무가설은 x_{it}와 u_i의 공분산이 0일 것이라는 가정이고, 대립가설은 x_{it}와 u_i간 공분산이 0이 아닐 것이라는 가정이다. 귀무가설을 기각하지 못한다면 확률효과모형이 더 효율적이고, 귀무가설을 기각하여 대립가설을 채택한다면 일치추정량을 얻을 수 있는 고정효과모형을 선택하는 것이 효율적인 추정이 될 수 있다.[8] 고정효과모형(FE)과 확률효과모형(RE)에 대한 하우즈만 검정 결과, 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 고정효과모형(FE)이 적합한 것으로 확인되었다.

하우즈만 검정을 통해 결정된 고정효과모형(FE)에 대한 우도비(LR) 검정을 실시한 결과, 1% 유의수준에서 귀무가설(H0 : β_1 = β_2 = ⋯ = β_k = 0)이 기각되어 적어도 1개 이상의 β는 0이 아니라고 할 수 있으므로 모형의 기본적인 적합성이 확인되었다. 마지막으로 각 독립변수들 간 다중공선성 발생 여부를 확인하고자 VIF를 측정하였다. VIF 측정 결과 평균 VIF값이 7.44으로 일반적으로 다중공선성이 발생하는 것으로 판단하는 기준인 VIF값 10에 미달하므로 다중공선성 문제가 없는 것으로 나타났다.[9]

8) 민인식·최필선(2016), pp. 101-178; 한치록(2017), pp. 133-134.
9) VIF값은 1에 가까울수록 다중공선성의 정도가 낮으며, 일반적으로 10 이상의 경우 해당변수가 다중공선성이 있다고 판단한다. 다중공선성 문제 발생 시 상관관계가 높은 변수를 제외하거나 모형을 재설정하는 방법을 사용한다. 연령제곱 제외 시 평균 VIF는 2.36이다.

3. 실증분석 결과

하우즈만 검정결과 적합한 모형으로 나타난 고정효과모형의 실증분석 결과는 아래의 〈표 3〉과 같다. Model 1은 모든 독립변수를 포함하여 분석하였고, Model 2는 유의수준 5%에서 유의하지 않은 변수를 제거하여 분석(고정효과모델에서 성별은 분석대상에서 제외[10]))하였다. 본 연구에서는 Model 2를 최종 분석모형으로 한다.

〈Table 3〉 The result of estimating fixed-effects panel logistic model

This table shows the analysis of the estimation results based on a fixed-effect panel logistic model. Model 1 included all independent variables, and Model 2 was analyzed by removing non-significant variables based on the 5% significance level. Variables that do not vary over time, such as gender, are not analyzed in the fixed-effects model. Model 2 is the final analysis model in this study. *, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance.

Variables	Model 1	Model 2	
	estimate(β)	estimate(β)	odds ratio
Age	-0.187**	-0.225***	0.799
Age^2	0.003***	0.003***	1.003
Spouse(ref: None)	-0.807**	-0.721**	0.486
# of household members	0.049		
Business field(ref: Others)			
Wholesale and retail, lodging and catering	-0.850**	-0.811**	0.444
Transportation, telecommunications	-0.532		
Finance services etc.	-0.555		
Educational Services	-1.152**	-1.188**	0.305
Public administration etc.	-0.657		
Employment status(ref: Regular worker)	0.195**	0.199**	1.220
Head of household(ref: No)	-1.095**	-0.960**	0.383
ln_Household income	-0.191*		
House owners(ref: No)	-0.216		
# of insurance contracts	1.364***	1.360***	3.897
ln_Annual payment premium	0.120***	0.118***	1.125
ln_Claims paid	0.056		
# of claims received	-0.403		
ln_Personal medical expenditures	-0.096***	-0.098***	0.907
Smoking(ref: No)	0.087		
Hospitalization experience(ref: No)	0.331**	0.364***	1.439
Exercise(ref: No)	-0.027		
Chronic disease(ref: No)	-0.307*		

10) 시간에 따라 변화가 없는 변수는 고정효과모델에서는 분석되지 않는다.

제3보험의 해약에 영향을 미치는 요인에 관하여 Model 2의 추정계수와 오즈비를 이용하여 해약가능성[11]을 분석한 결과는 다음과 같다.

인구사회적요인에서 연령은 제3보험의 해약에 부(-)의 영향(β=-0.225)이 있었고, 연령이 1세 증가할 때 해약가능성은 0.799배로 나타났다. 연령과 해약 여부의 관계를 모형의 비선형효과(quadratic effect)를 통해 검토[12]하고자 모형에 포함시킨 연령제곱 변수는 정(+)의 영향이 있어, 연령 및 연령제곱과 해약가능성의 관계는 U자의 형태로 나타났다. 이는 연령이 증가할수록 해약가능성이 감소하지만 일정연령 이상에서는 그 감소폭이 점차 둔화된다는 것을 의미한다. 배우자는 제3보험의 해약에 부(-)의 영향(β=-0.721)이 있었고, 배우자가 없는 경우에 비해 배우자가 있는 경우 해약가능성은 0.486배로 나타났다. 보험 가입자가 종사하는 업종 중 도소매·숙박·음식업은 제3보험 해약에 부(-)의 영향(β=-0.811)이 있었고, 다른 업종에 비해 해약가능성은 0.444배로 나타났다. 또한 교육서비스 업종은 제3보험 해약에 부(-)의 영향(β=-1.188)이 있었고, 다른 업종에 비해 해약가능성은 0.305배로 나타났다. 비정규직은 제3보험의 해약에 정(+)의 영향(β=0.199)이 있었고, 비정규직이 아닌 경우에 비해 해약가능성은 1.22배로 나타났다. 가계의 생계를 책임지고 의사결정권을 갖고 있는 가구주는 본 연구에서 처음으로 사용된 독립변수인데, 가구주인 경우 제3보험의 해약에 부(-)의 영향(β=-0.960)이 있었고, 가구주가 아닌 경우에 비해 가구주의 경우 해약가능성은 0.383배로 나타났다.

보험가입특성에서 보험계약건수는 제3보험의 해약에 정(+)의 영향(β=1.360)이 있었고, 보험계약건수가 1단위 증가할 때 해약가능성이 3.897배로 나타났다. 연간납입보험료는 본 연구에서 처음으로 사용된 독립변수인데, 연간납입보험료의 증가는 제3보험의 해약에 정(+)의 영향(β=0.118)이 있었고, 연간납입보험료가 1% 증가할 때 해약가능성은 1.125배로 나타났다.[13]

11) 해약가능성은 오즈비 즉, 승산비를 의미한다. 이하 동일한 방식으로 해석된다.

12) 일반적인 선형모형은 독립변수의 변화가 종속변수에 비례적인 영향을 미친다는 가정을 전제하는데, 실제로 독립변수 값이 증가할 때 그 영향이 점차 커지거나 반대로 작아지는 경우 비선형항을 포함하는 모형이 사용되어야 한다. 예를 들어 연령(A)이 증가함에 따라 소득(Y)이 증가하다가 어느 연령이상에서 소득이 더 빠른 속도로 증가 혹은 감소하는 비선형모형을 가정해보면, $Y_i = \beta_1 + \beta_2 A_i + \beta_3 A^2{}_i$에서 연령에 대한 한계효과 $\frac{\partial E(Y_i)}{\partial A_i} = \beta_2 + 2\beta_3 Ai$로 상수가 아닌 2차의 비선형효과를 나타낸다(남준우·이한식(2007), p. 157, p. 207).

건강상태에서 개인지출의료비의 지출은 제3보험의 해약에 부(-)의 영향(β=-0.098)이 있었고, 개인지출의료비가 1% 증가할 때 해약가능성은 0.907배로 나타났다.[14] 입원경험은 제3보험의 해약에 정(+)의 영향(β=0.364)이 있었고, 입원을 안 한 사람에 비해 입원경험이 있는 사람의 해약가능성은 1.439배로 나타났다.

이상의 분석결과를 바탕으로 제3보험 해약에 영향을 미치는 요인의 의미를 해석하면 다음과 같다. 비정규직인 경우 해약가능성이 증가된다는 결과는 보험료 납입 방식이 대부분 월납 방식이라는 점에서 일정소득이 정기적으로 있는 사람이 보험을 유지할 가능성이 높은 것으로 판단된다. 따라서 근로형태가 불안정한 경우 보험유지가 어려워 위험보장에 취약 할 수 있다고 해석된다. 그리고 업종별로 해약가능성이 달라진다는 점에서 피보험자의 업종별로 위험도를 달리 측정하여 위험군별로 언더라이팅을 하고, 직업변경에 따른 통지의무를 부과하여 위험군별로 보험료를 차등하여 계약을 관리하는 것이 계약의 유지율과도 연관이 있다는 점을 시사한다.

배우자가 있을수록, 가구주일수록 해약가능성이 낮아진다는 결과는 가정이 있는 가입자의 보험 가입 목적이 입원 및 장애 등으로 인한 소득상실분에 대한 보상, 의료비 보전 등으로 제3보험의 보장항목이 가계에 도움이 되어 유지되는 것으로 해석된다.

보험계약건수가 증가할수록 해약가능성이 높아진다는 점과 연간납입보험료가 증가할수록 해약가능성이 높아진다는 결과는 보험계약건수가 증가할수록 연간 납입보험료 부담이 커질 것이므로 개인별로 납입보험료 부담이 해약에 영향을 미치는 것으로 판단된다. 따라서 보험료를 부담할 여력이 충분하지 않은 경우 보험 가입 시 순수보장형 상품을 가입하여 저렴한 보험료로 보장기능의 혜택을 만기 때까지 받는 것이 필요하다. 보험회사는 계약자의

13) 연간납입보험료에 로그를 취한 값을 종속변수로 사용하였기 때문에 독립변수가 1% 증가할 때 종속변수(해약가능성)가 오즈비만큼 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 선형-로그모형($y_i = \alpha + \beta \log x_i + \epsilon_i$)에서 β가 독립변수의 상대적인 1단위 변화에 따른 종속변수의 절대적인 변화($\beta = \frac{\partial E(y_i)}{\partial \log(x_i)} = \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_i / x_i}$)를 나타내기 때문이다. 이하 로그변환 종속변수는 동일한 방식으로 해석된다(남준우·이한식(2007), p. 161).

14) 개인지출의료비와 해약가능성이 부(-)의 관계에 있다는 분석결과는 건강하거나 건강을 관리하는 사람이 해약하고 건강하지 않은 사람이 보험계약을 유지한다는 내용인 즉, 사후적 역선택이 존재한다는 김잔디(2011), 유창훈·김정동(2011)과 김대환(2016)의 연구 결과와 일치하는 결과이다.

라이프사이클 및 생활환경 변화에 맞춰 가입할 수 있는 다양한 급부의 단기 상품을 개발하여, 환경변화 리스크를 줄이고 보장수준은 유지하면서 보험료 부담을 완화시킬 수 있도록 만기 전 보험계약 해약 시 환급금이 적거나 없는 저해지·무해지환급형과 같은 상품 개발을 확대할 필요가 있다. 또한 보험료납입유예·감액·약관대출·자동대출납입 등 보험계약유지를 위한 다양한 제도 안내를 확대하여 보험료부담으로 인한 해약을 방지시킬 수 있다.

개인지출의료비가 증가할수록 해약가능성이 줄어든다는 결과는 건강상태가 좋지 않아 의료서비스를 이용하여 의료비가 발생하였다는 점에서 건강상태가 좋지 않을 경우 보험가입을 유지하는 사후적 역선택이 존재한다는 기존연구와 일치하는 결과이다. 입원경험이 있는 경우 해약가능성이 높아지는 결과는 입원에 따른 소득상실로 인해 보험료 납입이 부담이 되어 해약을 하는 것으로 해석된다.

선행연구에서 민영보험의 해약에 유의한 영향을 미치는 변수로 분석된 보험금수령 등은 본 연구 대상인 제3보험에 대해서는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나지 않았다. 이는 선행연구와 연구대상(제3보험), 분석자료(의료패널 자료), 분석기간(2010년~2015년) 및 연구모형(고정효과패널로지스틱 모형) 등에서 차이가 나기 때문인 것으로 판단된다.

V. 결언

민영보험 해약에 대한 선행연구는 대부분 보험회사의 재무건전성 강화 측면이나, 공적보험의 보조적 관점에서 민영의료보험을 주로 연구하였다. 이러한 선행연구와 달리 본 연구는 보험소비자들이 제3보험의 다양한 보장기능을 충분히 이용할 수 있도록 보험계약자의 해약 결정에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 이를 위해 의료패널 자료를 활용하여 보험계약의 해약을 결정하는 계약자 특성을 해약집단 및 유지 중인 비해약 집단으로 구분하여 살펴보고, 패널 자료 분석 시 나타나는 선택편의 문제를 해결할 수 있는 실증분석모형인 고정효과모형을 이용하였다.

특히 본 연구는 연구대상을 상해보험·질병보험·간병보험인 제3보험 전체를 대상으로 하였다는 점과, 분석자료를 2010년부터 2015년까지의 장기 패널 자료를 활용하였다는

점, 연구모형을 패널분석에 적합한 패널로지스틱모형을 이용하였다는 점, 가구의 의사결정권이 있는 가구주와 연간납입보험료를 보험해약에 관한 독립변수로 포함하여 처음으로 분석하였다는 점에서 의미가 있다.

고정효과모형을 이용한 제3보험의 해약 결정요인 분석결과, 해약가능성은 보험계약건수가 많을수록, 연간납입보험료가 증가할수록, 비정규직일수록, 입원경험이 있을수록 해약가능성이 증가하였다. 반면 개인지출의료비가 높아질수록, 배우자가 있을수록, 도소매·숙박·음식업 및 교육서비스업에 종사할수록, 가구주일수록 해약가능성이 감소하였다. 연령과 해약가능성과의 관계는 U자형으로 나타나 연령증가에 따라 해약가능성은 감소하지만 일정연령 이상에서는 그 감소폭이 점차 둔화되는 것으로 분석되었다.

보험산업의 재무건전성 강화를 위해 도입되는 새로운 지급여력제도인 K-ICS 및 국제보험회계기준인 IFRS 17제도가 시행되면, 보험부채 평가 시 해지율 가정이 필수적이다. 또한 현재 시행 중인 현금흐름방식보험료산출(CFP) 및 부채적정성평가(LAT)제도에서도 보험계약에 대한 해지율 가정이 사용되고 있어, 보험산업의 지속가능한 발전을 위한 해지율 분석은 점차 그 중요도가 더욱 부각되고 있다. 본 연구를 통해 분석된 해지율에 영향을 미치는 변수가 사전·사후적으로 계약자관리에 활용되어 해지율을 안정화시키는데 도움이 되길 기대한다.

본 연구의 한계점으로는 같은 가구에 속하는 구성원들 사이의 효과는 고려되지 않았다는 것이다. 또한 보험관련 연구는 실제 계약정보를 바탕으로 분석하는 것이 중요하지만 자료이용의 접근성 제한으로 본 연구는 설문방식으로 조사된 한국의료패널 자료를 이용하였다. 따라서 자료에서 나타난 변수들의 제약으로 인해 다양한 변수가 포함된 개별계약의 속성에 따른 보험계약의 해약 결정요인을 살펴보지 못하였다. 따라서 담보보장내용, 가입채널, 담보금액, 보험보유기간, 계약일자, 납입기간, 보험기간, 계약자·피보험자·수익자 관계, 정액보험 및 실손보험 중복가입의 경우 등 개인별 개별계약의 속성에 따른 보험 가입 시 선택적 요소에 대한 해약연구가 추가적으로 진행될 필요가 있다고 판단된다.

참고문헌

강중철·장강봉, **생존분석기법을 이용한 생명보험 실효·해약 분석**, 연구보고서 99-5, 보험개발원, 1999.

(Translated in English) Joongchul Kang, and Kangbong Jang, *Analysis of life insurance expiration and cancellation using survival analysis technique*, KIDI Report 99-5, 1999.

강창희·박상곤, **Stata를 활용한 미시계량경제학,** 지필미디어, 2017.

(Translated in English) Cameron, A. C.(Kang, C. H., and Park, S. K.), *Microeconometrics using stata(Revised ed.)*, Jiphil, 2017.

김대환, "실손의료보험가입자의 유지 및 해약 행태 실증분석과 시사점", **보험학회지**, 제108집, 2016, pp. 29-54.

(Translated in English) Daehwan Kim, "Empirical Analysis of Maintaining and Canceling Behaviors of the Indemnity Private Health Insurance and Its Implications", *Korean Insurance Journal*, Vol. 108, 2016, pp. 29-54.

김사영, "생명보험계약의 해지요인에 관한 연구", 서강대학교 박사학위논문, 2011년7월.

(Translated in English) Sayoung Kim, *A Study on the Factors of Life Insurance Policy Lapse*, Ph. D. Thesis in Sogang University, 2011.

김선미·신호성, "경제적 요인이 민간의료보험 가입변동과 치과 의료이용에 미치는 영향", **대한구강보건학회지**, 제39권 제3호, 2015, pp. 161-167.

(Translated in English) Sunmi Kim, and Hosung Shin, "The effect of economic factors on private health insurance enrollment and dental care utilization", *Journal of Korean Academy of Oral Health*, Vol. 39(3), 2015, pp. 161-167.

김잔디, "민간의료보험의 가입과 탈퇴에 영향을 미치는 요인", 서울대학교 석사학위논문, 2011년8월.

(Translated in English) Jandi Kim, *The determinants of private health insurance acquisition and exit*, Master's Thesis in Seoul National University, 2011.

남준우·이한식, **계량경제학**, 홍문사, 2007.

(Translated in English) Joonwoo Nam, and Hansik Lee, *Econometrics*, Hongmunsa, 2007.

류건식·이봉주, "생명보험 해약률의 계량경제적 분석", **산업경제연구**, 제24권 제2호, 2011, pp. 1099-1121.

(Translated in English) Gunsik Ryu, and Bongjoo Lee, "Econometric Analysis of Surrender and Lapse Rate of Life Insurance Business", *Korean Industrial Economic Association*, Vol. 24(2), 2011, pp. 1099-1121.

민인식·최필선, **패널데이터분석 STATA**, 지필미디어, 2016.

(Translated in English) Insik Min, and Pilsun Choi, *STATA Panel data analysis*, Jiphil, 2016.

유창훈·김정동, "민영의료보험의 가입과 해약의 특성분석", **리스크관리연구**, 제22권 제2호, 2011, pp. 189-222.

(Translated in English) Changhoon You, and Jeongdong Kim, "A study on the determinants of purchasing and surrendering private health insurance", *The Journal of Risk Management*, Vol. 22(2), 2011, pp. 189-222.

이석범·이영종·옥주영, **우체국보험 해약요인에 관한 연구**, 정보통신정책연구원, 기본연구 10-16, 2010.

(Translated in English) Sukbum Lee, Youngjong Lee, and jooyoung Ok, *A study on the factors of postal insurance cancellation*, Korea Information Society Development Institute, Basic research 10-16, 2010.

전보영·권순만, “의료비지출 경험이 민간의료보험의 가입변동에 미치는 영향”, **보건경제와 정책연구**, 제18권 제4호, 2012, pp. 65-84.

(Translated in English) Boyoung Jeon, and Soonman Kwon, “The Effect of Health Care Expenditure on the Change in the Demand for Private Health Insurance in Korea”, *The Korean Journal of Health Economics and Policy*, Vol. 18(4), 2012, pp. 65-84.

정세창·오승철, “생명보험회사의 해약률에 관한 연구”, **보험학회지**, 제82집, 2009, pp. 155-178.

(Translated in English) Sechang Jung, and Seungchul Oh, An Empirical Study on the Lapse Rate in the Life insurance industry, *Korean Insurance Journal*, Vol. 82, 2009, pp. 155-178.

채완기, “생명보험 계약해지의 결정 요인에 관한 연구”, 숭실대학교 석사학위논문, 2012년12월.

(Translated in English) Wangi Chae, *An empirical study on the derterminats of life insurance policy lapse*, Master's Thesis in Soongsil University, 2012.

최영목·최원, “경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향”, **보험개발연구**, 제19권 제3호, 2008, pp. 3-36.

(Translated in English) Youngmok Choi, and Won Choi, The effect of economic variables on lapse and surrender rate in life insurance, *Journal of Insurance and Finance*, Vol. 19(3), 2008, pp. 3-36.

한치록, **패널데이터 강의**, 박영사, 2017.

(Translated in English) Chirok Han, *Lectures on Panel Data Analysis*, Parkyoungsa, 2017.

Eling, M., and Kochanski M., “Research on Lapse in Life Insurance—What Has Been Done and What Needs to Be Done?”, *Journal of Risk Finance*, 14(4), 2013, pp. 392-413.

Knoller, C., Kraut G., and Schoenmaekers P., "On the propensity to surrender a variable annuity contract: an empirical analysis of dynamic policyholder behavior", *Journal of Risk and Insurance*, 83(4), 2015, pp. 979-1006.

Kuo, W., Tsai, C., Chen, W.-K., "An empirical study on the lapse rate: The cointegration approach", *Journal of Risk and Insurance*, 70(3), 2003, pp. 489-508.

Outreville, J., "Whole-Life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis", *Insurance: Mathematics and Economics*, 9(4), 1990, pp. 249-255.

Abstract

The purpose of this study is to analyze empirically surrender behavior for Type 3 insurance contracts using the Korea Health Survey data. For the selection of research models that reflect the characteristics of the long-term panel data, we conducted a Housman test and determined the fixed-effect panel logistic model as a suitable model. The main results of this paper are as follows. The possibility of the surrender for Type 3 insurance (odds ratio) increases with more insurance contracts, more annual payment premium, those who are irregular workers and more hospitalization experience. But the possibility of the surrender for Type 3 insurance decreases in the case of higher personal medical expenditures, those who engage in wholesale and retail, lodging, and catering, those who engage in education services, and those who have a spouse and the heads of households.

※ Keywords: the Korea Health Panel, surrender, Type 3 insurance, fixed-effects panel logistic model

보험금융연구 제29권 제4호 (2018. 11) pp. 63-90
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2018.29.4.003

국제회계기준(IFRS17)하에서의 사망률 위험조정 평가

A Study on the Valuation of Mortality Rate Risk Adjustment under IFRS17

박 규 서*·김 세 중**
Kyusuh Park·Sejoong Kim

IFRS17이 적용되면 보험계약 평가에 있어 기존의 국내 회계기준과는 전혀 다른 방식으로 보험계약을 평가해야 하고 이 과정에서 위험조정을 별도로 측정해야 한다. 이에 본 논문에서는 사망률 관련 위험조정을 Lee-Carter모형을 이용하여 측정 및 평가하였다. 분석결과 변동성 위험과 추세위험을 고려할 경우 종신연금의 위험조정은 남녀 각각 0.69~2.22%, 0.30~1.45% 수준으로 측정되며, 종신보험은 남녀 각각 0.93~3.51%, 1.16~2.81% 수준으로 측정되었다. 동일성별, 동일연령에서 종신보험의 위험조정이 종신연금에 비해 크며, 종신연금의 경우 여성의 위험조정이 전반적으로 남성에 비해 작게 나타났고 종신보험의 경우 여성의 위험조정이 남성에 비해 크게 나타난다. 또한 가입연령 증가에 따라 종신연금은 위험조정이 증가하고 종신보험은 위험조정이 감소하며, 이러한 차이는 IFSR17 위험계수의 원칙을 만족하는 결과이다. 본 논문은 위험조정 산출 시 활용할 수 있는 하나의 방법론을 제시하였다는 데에 기여도가 있다고 판단되며, 향후 위험조정 측정방식을 논의하는 데 있어 하나의 참고자료로 활용될 수 있을 것이다.

국문 색인어: 위험조정, 종신연금, 종신보험, IFRS17, Lee-Carter모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050704, B051600

* 보험계리법인 알엔에이컨설팅 부대표, 경영학박사, 한국·미국 공인회계사, 보험계리사 (kyspark100@gmail.com), 제1저자
** 보험연구원 연구위원(sjkim@kiri.or.kr), 교신저자
논문 투고일: 2018. 07. 10, 논문 최종 수정일: 2018. 11. 08, 논문 게재 확정일: 2018. 11. 15

I. 서론

우리나라의 모든 상장회사 및 금융회사에 대하여 2011년부터 국제회계기준(IFRS, International Financial Reporting Standards)이 전면 도입되어 적용되었다. 그러나, 보험계약에 대하여는 IFRS4 보험계약 기준서가 2011년부터 적용되고 있으나, 이 기준서는 각국이 기존에 사용하고 있는 다양한 회계기준의 사용을 허용하고 있는 과도기 기준서였다. 따라서, IFRS4는 보험계약에 대한 재무 정보를 산출하여 재무정보이용자에게 적정한 정보를 전달하는데 있어 여전히 커다란 한계가 있었다. 그런데, 새로운 보험계약 기준서는 국제회계기준에 있어서 다른 기준서에 비해 검토해야 할 내용이 많고 복잡하여 국제회계기준위원회(IASB, International Accounting Standards Board)는 오랜 기간에 걸쳐 제정 작업을 수행하였고, 2010년과 2013년 6월 각각 보험계약 기준서에 대한 1차 공개초안과 수정공개초안을 발표하고 지속적인 논의와 수정을 반영하여 2017년 5월 IFRS17 Insurance Contracts (이하 “IFRS17”)를 최종 발표하였다.

IFRS4 2단계 기준서의 도입과 관련한 중요한 이슈 중 하나는 기존의 보험계약에 대한 평가 방식이 변경되는 것이고, 이 평가 모형에 따르면 위험조정을 별도로 측정하여 보험계약에 대한 평가 요소의 하나로 매기 별도로 재무제표에 표시하여야 한다. 또한, 이 위험조정에 대하여는 해당 위험의 특성이 반영되도록 매 결산 시 측정하게 된다.

보험계약의 측정에 있어 이행현금흐름에 포함되는 최선가정에 따른 미래현금흐름에 대한 추정에 대하여는 상대적으로 연구가 많고 또한 실무에서도 상당 기간 이러한 현금흐름의 추정이 사용되어 익숙한 부분이 있다. 그러나, 위험조정에 대하여는 실무에 있어서도 이에 대한 실무 적용이 거의 없었고, 이에 대한 일부 선행 연구가 있었으나 실제적으로 국내에서는 이에 대한 연구도 또한 초기이고 상당히 부족한 실정이다. 따라서 IFRS17이 발표된 이후에도 실무 등에서 위험조정에 대한 측정을 여전히 어려워하고 있는 것이 사실이다.

이에 본 연구에서는 IFRS17에서의 위험조정 평가와 관련하여 사망률에 초점을 두어 Lee-Carter모형을 이용하여 위험조정을 평가하고자 한다. 이러한 평가를 통하여 향후 IFRS17 적용함에 있어 하나의 방향을 제시하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 IFRS17상의 보험계약 측정과 위험조정

관련 내용을 살펴보고 선행연구를 정리한다. 제Ⅲ장에서는 사망률 위험 측정방식과 확률적 사망률 모형인 Lee-Carter모형 및 가정에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 위험조정 산출결과를 설명하고 이를 평가한 후 현행 경험생명표의 위험마진 방식을 평가한다. 그리고 제Ⅴ장에서 연구의 결론 및 한계점을 제시하고자 한다.

Ⅱ. IFRS17 위험조정 측정 및 선행 연구

1. IFRS17 보험계약 측정

국제회계기준위원회(IASB)는 2013년 6월 발표한 IFRS4 2단계 수정공개초안에서 보험계약을 측정하는 기본 측정모델로 Building Block Approach(BBA)를 제시하였고, 보험계약을 이행현금흐름과 계약서비스마진이라는 2가지 요소로 구성된 것으로 보았다. 2017년 5월 최종 발표된 IFRS17에서도 이러한 기본 측정모델은 변함이 없이 그대로 일반모형(general model)에 반영되었다. 이 일반모형에 있어 첫째, 이행현금흐름은 평가시점에서 보험회사의 보유계약으로부터 발생하는 모든 미래 현금흐름을 반영하며, 이에 시간가치를 조정하고 현금흐름의 불확실성을 고려한 위험조정이 포함되는 개념이다. 현금흐름은 보험회사로부터 유출되고 유입되는 모든 요소를 반영하며, 최선가정을 이용하고 확률적으로 가중평균한 값을 사용한다. 또한, 추정한 보험회사의 고유한 현금흐름에 대하여 화폐의 시간가치와 금융위험을 반영하도록 요구하고 있으며, 이는 추정 현금흐름을 평가시점의 가치로 할인하는 것을 의미한다. 또한 보험회사가 보험계약을 이행하는데 있어 비금융위험에서 생기는 현금흐름의 금액과 시기에 대한 불확실성을 감수하는 것에 대하여 요구하는 보상으로서 비금융위험에 대한 위험조정을 산출하여 미래현금흐름의 현재가치를 조정한다. 둘째, 최초 인식 시점에서의 계약서비스마진은 별도의 방법으로 측정하는 것은 아니며, 첫 번째 요소인 미래현금흐름의 현재가치와 위험조정의 합이 음수(-)가 되지 않게 하는 값이 계약서비스마진 금액으로 결정되게 된다.

IFRS17에서는 보험계약에 대하여 해당 성격에 따라 일반모형(general model), 보험료배

분접근법(premium allocation approach), 변동수수료접근법(variable fee approach)이 적용된다. 본 논문에서는 IFRS17에서의 위험조정에 대하여 주로 분석하기 때문에 가장 일반적인 일반모형을 전제로 설명한다.

IFRS17의 보험계약을 측정함에 있어서 보험계약 이행과 관련된 미래현금흐름과 비금융위험에 대한 위험조정을 측정하고 이에 계약서비스마진이 포함된다. 보험계약의 현금흐름에는 일반적인 수입보험료, 지급보험금, 사업비 이외에도 보험계약으로부터 분리되지 않는 옵션과 보증이 포함된다. 또한, 비금융위험에 대한 위험조정은 별도로 측정하여 보험계약을 평가하게 된다.

2. IFRS17 위험조정

IFRS17에서는 비금융위험에 대한 위험조정(risk adjustment for non-financial risk)을 보험회사가 보험계약을 이행하는데 있어 비금융위험에서 생기는 현금흐름의 금액과 시기에 대한 불확실성을 감수하는 것에 대하여 요구하는 보상이라고 정의하고 있다. 보험계약을 측정하는데 있어 이행현금흐름 산출을 위해 추정하는 미래현금흐름은 확률적인 기대현금흐름이다. 이는 기대한 현금흐름을 벗어날 가능성이 상존하는 것을 의미하고 이러한 불확실성에 대해 보험회사는 해당 불확실성을 보유함에 따른 부담이 생기게 되고 이에 대하여 일반적으로 그 대가를 요구하게 된다.

위험조정에 대하여 미국재무회계기준위원회(FASB, Financial Accounting Standards Board)는 이행현금흐름에 위험조정을 포함하는 것을 반대하였다. FASB가 반대하는 이유는 위험조정을 결정하는 정립된 방법이 없고, 일부 방법은 재무제표 이용자에게 설명하기 어렵거나 명확한 공시를 하기 어렵기 때문이라고 하였다. 또한, 실무적으로 방법론을 만든다고 하여도 비용-효익 측면에서 비용이 더 들 것으로 보아 위험조정에 대해 별도로 구분하는 것을 반대하였다.[1] 그러나, IASB는 위험조정이 보험회사의 보험계약에 대한 경제적 부담에 대한 정보를 제공하고 위험을 감수함에 따른 이익과 보험보장 및 기타 서비스를 제공함에 따른 이익을 인식할 수 있게 하며, 금융상품의 위험정도를 반영하는 금융상품의 가치

1) IASB(2013b), op. cit., BCA94.

평가나 pricing과도 개념상으로 일관되기 때문에 IASB는 위험조정을 별도로 측정하는 것으로 결정하였다.[2)]

비금융위험에 대한 위험조정은 금융위험보다는 보험계약에서 발생하는 위험과 관련이 있다. 금융위험은 미래현금흐름 추정치나 현금흐름 조정에 사용되는 할인율에 반영되고, 비금융위험에 대한 위험조정의 대상이 되는 위험은 보험위험과 해약위험이나 비용위험과 같은 그 밖의 비금융위험이다.[3)] 그러나, 일반적인 운용위험과 같이 보험계약에서 발생하지 않는 위험은 반영하지 않는다.[4)]

보험계약의 비금융위험에 대한 위험조정은 다음 ①과 ②를 무차별하도록 보험회사가 요구할 보상으로 측정한다.

① 비금융위험에서 발생하는 가능한 결과의 범위를 지닌 부채의 이행

② 보험계약과 기대현재가치가 동일한 고정현금흐름을 발생시키는 부채의 이행

예를 들면, 비금융위험에 대한 위험조정은, 비금융위험 때문에 가능한 결과가 90원과 110원이 될 확률이 각각 50%인 부채의 이행과 100원으로 고정된 부채의 이행을 무차별하도록 보험회사가 요구할 보상으로 측정한다. 그 결과, 비금융위험에 대한 위험조정은 비금융위험에서 발생하는 현금흐름의 금액과 시기의 불확실성에 대하여 보험회사가 부과한 금액에 대한 정보를 재무제표이용자에게 전달하게 된다.[5)]

비금융위험에 대한 위험조정에는 위험을 감수하기 위해 요구하는 보상을 결정할 때 보험회사가 포함한 급부의 분산 정도 및 보험회사의 위험회피 정도를 반영하는 방식으로, 유리한 결과와 불리한 결과 모두를 반영한다.[6)]

보험계약을 측정함에 있어 비금융위험에 대한 위험조정은 명시적인 방법으로 측정에 포함되어야 한다. 비금융위험에 대한 위험조정은 개념상 미래현금흐름의 추정치 및 이러한 현금흐름을 조정하는 할인율과는 별도로 구분되어야 한다. 예를 들면, 미래현금흐름 추정치 또는 할인율을 산정할 때 비금융위험에 대한 위험조정을 암묵적으로 포함하여 비금융

2) IASB(2013b), op. cit., BCA95.
3) IASB(2017a), 문단 B86.
4) IASB(2017a), 문단 B89.
5) IASB(2017a), 문단 B87.
6) IASB(2017a), 문단 B88.

위험에 위험조정을 중복 계산해서는 안 된다. IFRS17 문단 120을 준수하기 위해 공시하는 할인율은 비금융위험에 대한 암묵적인 조정을 포함해서는 안 된다.[7)]

과거 공개초안 등에서는 위험조정 측정기법이 몇 가지 예시되기도 하였으나, IFRS17에서는 비금융위험에 대한 위험조정을 산정하기 위하여 사용되는 추정기법을 특정하지 않는다.[8)] 그러나 비금융위험을 감수하기 위해 보험회사가 요구하는 보상을 반영하기 위하여 비금융위험에 대한 위험조정은 다음의 특성을 갖추어야 한다고 언급하고 있다.[9)]

① 낮은 빈도와 높은 심도를 가진 위험은 높은 빈도와 낮은 심도를 가진 위험보다 비금융위험에 대한 위험조정이 더 크다.

② 위험은 비슷하지만, 만기가 긴 계약이 만기가 짧은 계약보다 비금융위험에 대한 위험조정이 더 크다.

③ 더 넓은 확률분포를 가진 위험은 좁은 분포를 가진 위험보다 비금융위험에 대한 위험조정이 더 크다.

④ 현행 추정치와 그 추세에 대해 알려진 바가 적을수록 비금융위험에 대한 위험조정은 더 크다.

⑤ 최근에 생겨난 경험에서 현금흐름의 금액과 시기에 대한 불확실성이 감소(증가)한다면 비금융위험에 대한 위험조정은 감소(증가)할 것이다.

비금융위험에 대한 위험조정을 위한 적절한 추정기법을 결정할 때, 판단을 적용하게 된다. 이러한 판단을 적용할 때, 재무제표이용자가 다른 보험회사의 성과와 비교할 수 있도록 해당 기법이 간결하고 유용한 공시를 제공하는지도 고려해야 한다. IFRS17 문단 119에 따르면, 비금융위험에 대한 위험조정을 산정하기 위해 신뢰수준기법 이외의 다른 기법

7) IASB(2017a), 문단 B90.

8) 2013년 수정공개초안은 2010년의 공개초안과는 달리 위험조정을 결정하는 방법의 종류나 수를 제한하지 않았다. 이는 제한하지 않는 것이 IASB의 원칙론적 회계기준을 만드는 목적에 부합하기 때문이라는 취지에서였다. 따라서, 수정공개초안에서는 위험조정에 대한 원칙만을 제시하였다. IASB는 수정공개초안에서 특정 방법을 제시하지는 않았으나 결론도출근거에서 자본비용방법(cost of capital approach)과 같은 다른 위험조정방법이 사용될 수 있는지 검토하였다고 한다. 그런데 자본비용방법이 더 나은 정보를 제공할지라도 신뢰수준방법(confidence level technique)이 재무제표 정보이용자가 더 쉽게 이해하는 방법이라고 보고 있다(IASB(2013b), BCA97-99, BCA102).

9) IASB(2017a), 문단 B91.

을 사용한 보험회사는 사용된 기법과 그 기법의 결과에 상응하는 신뢰수준을 공시할 것을 요구하고 있다.[10)]

3. 선행연구

2011년부터 본격적으로 국제회계기준이 적용되면서 국제회계기준에 관한 연구는 다수 이루어진바 있으나, 본 논문과 같이 IFRS17 보험계약평가에 관한 학술적 연구는 아직 다른 주제에 비하여 활발하게 이루어지지는 않았고, 특히 위험조정은 IFRS17의 보험계약 측정 요소 중 하나로 IFRS17 연구들과 상호 연관성은 가지게 되나, 위험조정 자체에 대한 연구는 더욱 활발하지 못하다.

위험조정과 직접적인 관련이 있는 연구는 오창수·조석희(2009), 김현태(2015), 조재훈(2015; 2016)을 들 수 있다. 오창수·조석희(2009)는 IFRS 2단계가 논의문서(Discussion Paper)로 발표된 당시의 국제회계기준하에서 위험조정의 측정에 대하여 연구하였으나 경제변수인 이자율의 변화만을 고려하였다는 한계가 있다. 김현태(2015)는 IFRS4 2단계에서의 위험조정 산출에 대한 이론적 방법과 위험조정액을 산출하는 사례를 제시하였다. 또한, 연구된 사항에 기초하여 위험조정액을 산출해 보여주었으며 우리나라 생명보험사들의 위험조정 산출 방법을 제안하고 있다. 조재훈(2015)은 손해보험회사에 대한 위험조정을 중심으로 연구하였으나, 장기손해보험은 생명보험과 같이 Building Block Approach로 평가하기 때문에 연구에서는 제외하였다. 연구에서 위험조정의 산출방법 및 산출기법 선택 시 고려사항을 검토하고 실제 산출을 위한 프로그램 솔루션도 제시하였다. 조재훈(2016)은 보험업계의 자동차보험 자료를 바탕으로 손해보험회사의 위험조정을 산출하는 다양한 모형을 비교하고, 베이지언모형이 가지는 장점을 강조하였다.

기타 선행연구들은 위험조정을 직접적으로 다루지는 않고 있으나 국제회계기준 관련 연구를 수행하면서 위험조정을 간접적으로 다루고 있다. 오창수(2011)는 공개초안에 따른 보험부채를 추정하고 보험상품의 영향분석을 수행하였으나, 초기 공개초안에 따른 연구로서 보험부채의 구성요소인 최적추정치, 위험조정 및 서비스마진을 각각 추정하지는 않았

10) IASB(2017a), 문단 B92.

다. 윤영준(2011)은 IFRS4와 기존 보험회계기준을 비교하고, 자본비용방식의 단순화된 위험조정 가정을 바탕으로 IFRS4 도입에 따른 보장성보험의 영향을 분석하였다. 오창수 외(2013)는 2013년 발표된 수정공개초안을 바탕으로 IFRS4 2단계 도입 시 전환시점의 보험부채를 구성요소별로 평가하여 국내 대표상품의 현행 부채금액과 비교 분석하였다. 위험조정은 VaR_{75}를 사용하였으나 위험조정을 항목별로 구분하여 계산하지는 않고 있다. 조석희(2013)는 국제회계기준 도입의 영향을 분석하면서 위험조정을 자본비용접근법으로 단순화하여 적용하였다. 오창수·조석희(2014)의 연구에서는 IFRS4 2단계 수정공개초안을 기초로 보험손익의 산출구조를 분석하면서, IFRS4 2단계가 도입되는 경우 보험손익의 인식방법을 하나의 산출구조로 모형화하고 국내에서 판매되는 종신보험계약을 사례로 하여 보험손익을 산출하였다. 본 논문에서도 위험조정은 자본비용접근법으로 단순화하여 적용하고 있다. 오창수·박종각(2016)은 IFRS4 도입 시 보험부채 영향분석을 위해 보험부채를 최선추정치와 위험조정의 합, 계약서비스마진으로 구분하여 분석하였다. 그러나 위험조정을 항목별로 구분하여 자세히 측정하지는 않고 있다. 오창수(2017)는 국제회계기준하의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구에서 자본비용접근법으로 리스크마진을 추정하여 부채의 공정가치를 구하는 방법론을 고찰하였고, 리스크마진을 구함에 있어서 우리나라의 데이터를 이용하여 우리나라 경제상황하의 자본비용률을 추정하고자 하였다. 한편 오창수 외(2012)는 Solvency II 기준에 따른 보험부채평가를 연구하면서 국제회계기준의 위험조정에 참고할 수 있는 Solvency II의 리스크마진 측정방식인 자본비용방식을 언급하고 있다.

III. 연구 방법

본 논문에서는 생명보험의 비금융위험에 대한 위험조정을 고찰하는데 있어 사망률과 관련된 보험위험을 중심으로 살펴보고자 한다. 생명보험의 비금융위험은 보험위험 이외에도 해지위험이나 사업비위험 등도 포함되나 이들 위험은 매우 다른 특성을 지니기 때문에 세부적으로 각기 다른 방법론으로 위험조정이 측정될 수 있을 것이다. 본 논문에서는 사망률

예측치의 변동성을 측정할 수 있는 대표적인 확률적 사망률 모형인 Lee-Carter모형을 활용하여 사망률에 대한 위험조정을 고찰한다.

1. 사망률 위험의 종류와 측정방식

사망률과 관련된 위험은 크게 추세위험(Trend risk), 변동성 위험(Volatility risk), 수준위험(Level risk) 등으로 나눌 수 있다.[11] 추세위험은 보험부채의 최선추정치 계산에 사용된 미래 사망률 추세의 불확실성에 의해 발생한다. 미래 사망률 개선 추세는 주로 과거 개선추세를 반영하여 예측하는데, 실현된 사망률 개선이 예측된 추세를 벗어나는 경우 보험회사는 지속적인 손실에 직면할 수 있다. 변동성 위험은 보험회사가 사망률 개선 추세를 적절히 예측했다 하더라도 매해 사망률이 추세를 벗어날 위험이다. 예를 들어 예기치 않은 온화한 겨울, 독감의 유행 등 환경적인 요인에 의해 미래 사망률은 예측된 사망률 추세를 벗어날 수 있다. 수준위험은 사망률 추정 대상의 차이로 인해 두 집단 사망률의 전반적인 수준에 차이가 나타나면서 발생하는 위험이다. 예를 들어 전 국민을 대상으로 한 국민사망률과 보험상품 가입자의 경험사망률은 보험회사의 언더라이팅, 보험가입자의 역선택, 보험가입 여력 차이 등으로 인해 차이를 보인다. 보험회사가 사망률 위험 측정에 있어 경험데이터를 사용하지 못하고 국민사망률이나 업계사망률 등을 활용하는 경우 수준위험에 직면할 수 있다.

본 논문에서는 사망률에 대한 위험조정을 측정하기 위해 확률적 사망률 모형으로 널리 알려져 있는 Lee-Carter모형을 사용한다. Lee-Carter모형은 최초의 사망률 예측모형이면서, 주요 문헌에서 사망률과 사망률 변동성을 추정하는 데에 활용되고 있다. 사망률 모형의 추정에는 국민생명표 작성에 사용되는 추계인구와 사망자수 데이터를 사용한다. 생명보험산업의 사망률 위험을 측정하기 위해서는 실제 보험가입자의 사망관련 데이터를 이용하는 것이 합당할 것이다. 그러나 보험개발원이 보험료 산출을 위해 작성하는 경험생명표가 3년 단위로 발표되며 현재 8회까지의 데이터만 존재하기 때문에 분석에 한계가 있다. 따라서 본 논문에서는 분석의 편의를 위해 국민데이터를 경험데이터로 간주하며, 국민생

11) IAA(2009).

명표와 경험생명표 간의 수준위험은 고려하지 않도록 한다. 이에 따라 사망률 위험조정에는 추세위험과 변동성 위험만이 감안되며, 이 두 가지 위험을 분리하여 계산된 결과를 살펴볼 것이다.

위험조정의 측정방식으로는 VaR 방법을 사용한다. VaR은 대표적인 리스크 측정 방법으로서 특정 기간과 신뢰구간하에서의 위험 정도를 수치로 보여준다. 유럽의 요구자본제도인 Solvency II는 1년 기간, 신뢰구간 99.5%의 VaR로 요구자본을 계산하고 있다. 본 논문에서는 VaR 적용기간을 보험계약의 전 기간으로 설정하고 70%, 80%, 90% 신뢰구간 수준에서의 결과를 비교해 본다. 현재 위험조정의 신뢰구간을 어느 수준으로 설정해야 할 것인가에 대해서는 명확한 기준이 없기 때문이다.

2. Lee-Carter모형

사망률 예측치의 변동성을 측정할 수 있는 확률적 사망률 모형인 Lee-Carter모형은 아래와 같이 표현된다.

$$\ln(m_{x,t}) = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \epsilon_{x,t}$$

이때 α_x는 각 연령에 대한 평균적인 사망률을 나타내며, k_t는 전반적인 사망률 개선 추세를 보여준다. β_x는 k_t에 대한 각 연령의 민감도를 나타낸다. $\epsilon_{x,t}$는 오차항이다. Lee-Carter모형은 로그 사망률 $\ln(m_{x,t})$을 종속변수로 하는 모형이기 때문에 사망보험이나 연금보험 부채 계산에 사용되는 t연도에 x세의 사망확률 $q_{x,t}$ (또는 ${}_tq_x$)를 얻기 위해서는 아래와 같은 $m_{x,t}$와 $q_{x,t}$의 관계를 이용하여 변환하여야 한다.

$$q_{x,t} = 1 - \exp(-m_{x,t})$$

Lee-Carter모형을 통해 미래 사망률을 예측하는 경우 계수인 α_x, β_x 그리고 k_t를 추정한 후, 사망률 개선 추세를 나타내는 k_t를 ARIMA 모형으로 식별(identification)한 후 예측(forecasting)하여야 한다. Lee-Carter모형은 $\ln(m_{x,t})$를 종속변수로 하고 κ_t를 설명변수로 하는 선형모형으로 보이지만 κ_t 자체가 실제 데이터가 아닌 추정되어야 할 모수

이기 때문에 통상적인 최소자승법(OLS, Ordinary Least Squares)으로는 추정될 수 없다. 또한 계수 추정치의 유일성을 확보하기 위해서는 $\sum_t \kappa_t = 0$, $\sum_x \beta_x = 1$의 제약이 부과된다.

일반적으로 k_t는 ARIMA(0,1,0)모형으로 표현되며 이때 k_t의 예측치는 아래와 같은 식에 의해 생성된다.

$$\kappa_t = \kappa_{t-1} + \lambda + \epsilon_t$$

위의 식을 바탕으로 미래 사망률 시나리오를 생성할 경우 사망률 예측치의 변동성은 오차항 ϵ_t에 의해서만 발생한다. 사망률 개선 추세인 λ는 추정 후 단일값으로 변화하지 않기 때문에 ϵ_t를 특정 분포에서 무작위 추출함으로써 얻을 수 있는 사망률 변동성은 추세위험을 포함하지 않고 변동성 위험만을 반영한다. 따라서 위험조정에 사망률의 추세위험을 반영하기 위해서는 k_t의 추세 λ에 불확실성을 가미할 필요가 있다.

Lee-Carter모형의 추정과정에서 λ의 불확실성은 얻을 수 없기 때문에 계수 불확실성(parameter uncertainty)을 반영하는 추가적인 조정을 통해 추세 불확실성을 반영하여야 한다. Lee-Carter모형에 추세 불확실성을 가미하는 방법은 MCMC 방법(Markov Chain Monte Carlo)을 사용하는 베이지언 방식, 사망자수 $D_{x,t}$에 포아송분포를 적용하여 샘플링하는 준모수적 부트스트랩 방식(semi-parametric bootstrapping), 사망자수 추정치의 잔차를 이용한 잔차 부트스트랩 방식(residual bootstrapping) 등이 있다.[12] 본 논문에서는 잔차 부트스트랩 방식을 이용하여 미래 사망률 시나리오 생성 시 추세위험을 감안하였다.

3. 데이터와 보험상품 가정

사망률 모형 추정을 위한 데이터는 통계청의 추계인구 데이터와 사망자수 데이터를 사용하였다. 데이터 기간은 1983년부터 2015년까지 이며, 1983년은 처음으로 사망자수 데이터가 집계된 시기이다. 모형의 추정에 사용한 연령은 1983년에서 1999년까지 40세에

12) 김세중(2013).

서 79세, 2000년에서 2015년까지 40세에서 89세이다.

본 논문에서는 종신연금과 종신보험 두 개의 보험상품에 대한 위험조정을 고려하도록 한다. 종신연금의 경우 주로 55세 이후 연금이 개시되며, 종신보험은 40~50대 계약자가 주를 이룬다. 이러한 사실을 감안하여 종신연금의 경우 55세, 60세, 65세, 70세 일시납 즉시연금 계약의 위험조정을, 종신보험의 경우 40세, 45세, 50세, 55세 일시납 종신보험 계약의 위험조정을 측정해 보도록 한다. 각 보험상품의 부채 계산은 생존 시 1원을 지급하는 종신연금의 경우

$$L_a = \sum_{t=1}^{\omega-s} \frac{{}_tp_s}{(1+r)^t}, \quad s = 55, 60, 65, 70$$

사망 시 1원을 지급하는 종신보험의 경우

$$L_w = \sum_{t=0}^{\omega} \frac{{}_tp_s q_{s+t}}{(1+r)^{t+1}}, \quad s = 40, 45, 50, 55$$

를 사용하였으며, 할인율은 분석의 편의를 위하여 3%로 가정하였고, ω는 한계연령을 의미한다.

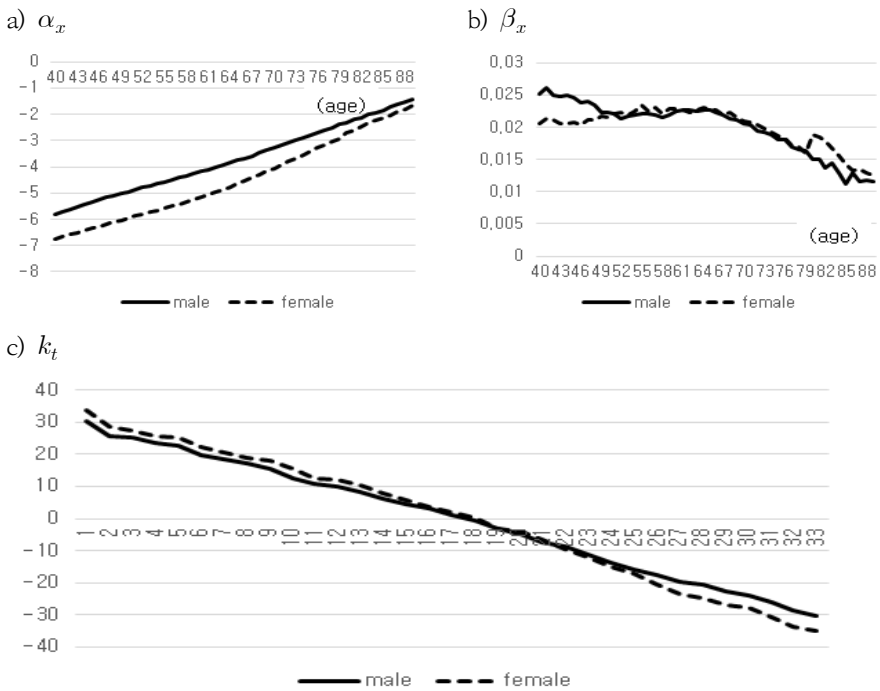
IV. 분석 결과

1. Lee-Carter모형 추정결과

Lee-Carter모형의 계수 추정 결과는 〈Figure 1〉과 같다. 평균적인 사망률 패턴을 나타내는 α_x 추정결과 남녀 모두 연령에 따라 지속적으로 상승하는 패턴을 보임을 알 수 있으며, 사망률 개선 추세에 대한 민감도를 나타내는 β_x는 남녀 모두 저연령에서 높고 고연령으로 갈수록 낮아짐을 알 수 있다. 사망률 개선 추세를 나타내는 k_t는 지속적으로 선형감소하는 모습을 보인다.

〈Figure 1〉 Estimating Results of Lee-Carter model Parameters

Estimated parameters of α_x, the average mortality, showed a pattern of continuous increase according to the age. Estimated parameters of β_x, sensitivity to the mortality improvement trend, showed higher at lower age and lower at higher age. Estimated parameters of k_t, the rate of mortality improvement, showed a steady decline.



본 논문에서는 한계연령을 120세로 가정하였기 때문에 Lee-Carter모형으로 추정된 40세에서 89세까지의 사망률을 120세까지 확장하여야 한다. 고연령까지 사망률을 연장하는 데에는 다양한 방법이 존재할 것이나 본 논문에서는 계산의 편의를 위해 평균 로그사망률을 의미하는 α_x와 사망률 지수에 대한 민감도를 나타내는 β_x를 120세까지 선형으로 연장하는 단순한 방법을 사용하였다.

2. 보험상품별 사망률 위험조정 측정 결과

가. 종신연금

a) 남성

남성 종신연금의 사망률 위험조정은 변동성 위험만을 반영할 경우 70% 신뢰구간에서 0.47%~0.62%, 80% 신뢰구간에서 0.73%~0.95%, 90% 신뢰구간에서 1.12%~1.45%로 나타났으며, 연령이 증가하면서 위험조정은 증가한다. 그러나 변동성 위험과 추세위험을 모두 반영할 경우 70% 신뢰구간에서 0.69%~0.88%, 80% 신뢰구간에서 1.10%~1.42%, 90% 신뢰구간에서 1.71%~2.25%로 나타났으며, 전체적으로 50% 정도 위험조정 수준이 커지는 것을 알 수 있다. 따라서 추세위험을 위험조정에 포함하지 않을 경우 위험조정이 과소평가될 가능성이 있다.

〈Table 1〉 Calculating Results of Risk Adjustment(RA) for Life Annuity: Male Case

The mortality risk adjustment for male life annuity was 0.47% to 0.62% in the 70% confidence interval, 0.73% to 0.95% in the 80% confidence interval, and 1.12% to 1.45% in the 90% confidence interval , Risk adjustment increases with age. However, when the volatility risk and the trend risk are both reflected, it is 0.69% ~ 0.88% in the 70% confidence interval, 1.10% ~ 1.42% in the 80% confidence interval and 1.71% ~ 2.25% in the 90% confidence interval. Therefore, if the trend risk is not included in the risk adjustment, the risk adjustment may be underestimated.

a) Only Volatility Risk (Unit: Won)

percentile	Age	55	60	65	70
50	Liability	19.38	17.09	14.57	11.91
70	Liability	19.47	17.18	14.65	11.98
	RA	**0.47%**	**0.52%**	**0.57%**	**0.62%**
80	Liability	19.52	17.23	14.70	12.02
	RA	**0.73%**	**0.82%**	**0.89%**	**0.95%**
90	Liability	19.60	17.30	14.76	12.08
	RA	**1.12%**	**1.25%**	**1.36%**	**1.45%**

b) Volatility and Trend Risk (Unit: Won)

percentile	Age	55	60	65	70
50	Liability	19.42	17.13	14.60	11.93
70	Liability	19.55	17.26	14.72	12.04

	RA	**0.69%**	**0.76%**	**0.82%**	**0.88%**
80	Liability	19.63	17.33	14.79	12.10
	RA	**1.10%**	**1.20%**	**1.32%**	**1.42%**
90	Liability	19.75	17.45	14.90	12.20
	RA	**1.71%**	**1.90%**	**2.08%**	**2.25%**

b) 여성

여성 종신연금의 위험조정은 변동성 위험만을 반영할 경우 70% 신뢰구간에서 0.21%~0.34%, 80% 신뢰구간에서 0.44%~0.67%, 90% 신뢰구간에서 0.69%~1.05%로 나타났으며, 남성과 마찬가지로 연령이 증가하면서 위험조정은 증가하지만 전반적인 수준은 남성에 비해 낮게 나타난다. 변동성 위험과 추세위험을 모두 반영할 경우 70% 신뢰구간에서 0.30%~0.42%, 80% 신뢰구간에서 0.63%~0.86%, 90% 신뢰구간에서 1.01%~1.45%로 나타났으며, 전체적으로 30% 내외로 위험조정 수준이 커지는 것을 알 수 있다.

〈Table 2〉 Calculating Results of Risk Adjustment(RA) for Life Annuity: Female Case

Female cases show similar results with male cases

a) Only Volatility Risk (Unit: Won)

percentile	Age	55	60	65	70
50	Liability	21.94	19.80	17.33	14.57
70	Liability	21.99	19.85	17.38	14.62
	RA	0.21%	0.27%	0.30%	0.34%
80	Liability	22.04	19.90	17.43	14.67
	RA	0.44%	0.52%	0.59%	0.67%
90	Liability	22.09	19.96	17.49	14.72
	RA	0.69%	0.81%	0.91%	1.05%

b) Volatility and Trend Risk (Unit: Won)

percentile	Age	55	60	65	70
50	Liability	21.95	19.82	17.36	14.60
70	Liability	22.02	19.89	17.42	14.66
	RA	0.30%	0.32%	0.38%	0.42%
80	Liability	22.09	19.96	17.49	14.73
	RA	0.63%	0.71%	0.78%	0.86%
90	Liability	22.18	20.05	17.58	14.81
	RA	1.01%	1.14%	1.29%	1.45%

나. 종신보험

a) 남성

남성 종신보험의 사망률 위험조정은 변동성 위험만을 반영할 경우 70% 신뢰구간에서 0.67%~0.93%, 80% 신뢰구간에서 1.05%~1.49%, 90% 신뢰구간에서 1.60%~2.21%로 나타났으며, 연령이 증가하면서 위험조정은 감소한다. 그러나 변동성 위험과 추세위험을 모두 반영할 경우 70% 신뢰구간에서 0.93%~1.43%, 80% 신뢰구간에서 1.46%~2.31%, 90% 신뢰구간에서 2.31%~3.51%로 나타났으며, 전체적으로 45% 정도 위험조정 수준이 커지는 것을 알 수 있다.

〈Table 3〉 Calculating Results of Risk Adjustment(RA) for Whole life insurance: Male Case

The mortality risk adjustment for male whole life insurance was 0.67% ~ 0.93% in the 70% confidence interval, 1.05% ~ 1.49% in the 80% confidence interval and 1.60% ~ 2.21% in the 90% confidence interval. As age increases, risk adjustment decreases. However, when the volatility risk and the trend risk are both reflected, it is 0.93% ~ 1.43% in the 70% confidence interval, 1.46% ~ 2.31% in the 80% confidence interval and 2.31% ~ 3.51% in the 90% confidence interval.

a) Only Volatility Risk (Unit: Won)

percentile	Age	40	45	50	55
50	Liability	0.247	0.294	0.347	0.406
70	Liability	0.249	0.296	0.349	0.409
	RA	0.93%	0.87%	0.77%	0.67%
80	Liability	0.250	0.298	0.351	0.411
	RA	1.49%	1.37%	1.22%	1.05%
90	Liability	0.252	0.300	0.353	0.413
	RA	2.21%	2.02%	1.83%	1.60%

b) Volatility and Trend Risk (Unit: Won)

percentile	Age	40	45	50	55
50	Liability	0.246	0.293	0.346	0.405
70	Liability	0.250	0.296	0.350	0.409
	RA	1.43%	1.24%	1.11%	0.93%
80	Liability	0.252	0.299	0.352	0.411
	RA	2.31%	1.99%	1.74%	1.46%
90	Liability	0.255	0.302	0.355	0.415
	RA	3.51%	3.12%	2.72%	2.31%

b) 여성

여성 종신보험의 위험조정은 변동성 위험만을 반영할 경우 70% 신뢰구간 0.90%~1.04%, 80% 신뢰구간 1.42%~1.73%, 90% 신뢰구간 2.12%~2.66%로 나타났으며, 남성과 마찬가지로 연령이 증가하면서 위험조정은 감소하지만 전반적인 수준은 남성에 비해 높게 나타난다. 변동성 위험과 추세위험을 모두 반영할 경우 70% 신뢰구간 1.06%~1.62%, 80% 신뢰구간 1.86%~2.58%, 90% 신뢰구간 2.81%~3.81%로 나타났으며, 전체적으로 35% 내외로 위험조정 수준이 커지는 것을 알 수 있다.

〈Table 4〉 Calculating Results of Risk Adjustment(RA) for Whole life insurance: Female Case

Female cases show similar results with male cases

a) Only Volatility Risk (Unit: Won)

percentile	Age	40	45	50	55
50	Liability	0.195	0.234	0.279	0.332
70	Liability	0.197	0.236	0.281	0.335
	RA	1.04%	1.02%	0.96%	0.90%
80	Liability	0.199	0.237	0.283	0.336
	RA	1.73%	1.66%	1.53%	1.42%
90	Liability	0.201	0.239	0.285	0.339
	RA	2.66%	2.47%	2.29%	2.12%

b) Volatility and Trend Risk (Unit: Won)

percentile	Age	40	45	50	55
50	Liability	0.196	0.234	0.278	0.331
70	Liability	0.199	0.237	0.282	0.335
	RA	1.62%	1.48%	1.33%	1.16%
80	Liability	0.201	0.239	0.284	0.338
	RA	2.58%	2.33%	2.10%	1.86%
90	Liability	0.203	0.242	0.287	0.341
	RA	3.81%	3.53%	3.19%	2.81%

다. 사망률 위험조정 측정 결과 평가

확률적 사망률 모형인 Lee-Carter모형을 통해 측정한 위험조정이 IFRS17이 제시한 위험조정의 원칙에 부합하는지를 평가해 보도록 한다. IFRS17의 위험조정 원칙 중 종신연금

과 종신보험의 사망률 위험조정에 적용될 수 있는 원칙은 “위험은 비슷하지만, 만기가 긴 계약이 만기가 짧은 계약보다 비금융위험에 대한 위험조정이 더 커야 한다는 것”(2원칙)과 “더 넓은 확률분포를 가진 위험은 좁은 분포를 가진 위험보다 비금융위험에 대한 위험조정이 더 크다는 것”(3원칙)이라 판단된다. 이를 위해 s세에 가입한 종신연금과 종신보험의 각 경과기간 t의 현금흐름을 할인한 값의 변동계수(CV, Coefficient of Variation)를 비교해 보도록 한다.[13] 변동계수는 표준편차를 평균에 대한 백분율로 나타낸 것으로 평균이 다른 두 분포의 변동성 크기를 비교하는 데에 유용하다. 경과기간 t의 종신연금 현금흐름의 변동계수 CV_a^t는

$$CV_a^t = CV[\frac{{}_tp_s}{(1+r)^t}], \quad s = 55,60,65,70, \; t = 1,2,...\omega$$

그리고 종신보험 현금흐름의 변동계수 CV_w^t는

$$CV_w^t = CV[\frac{{}_tp_s q_{s+t}}{(1+r)^{t+1}}], \quad s = 40,45,50,55, \; t = 0,1,2,...\omega$$

로 표현하기로 한다. 이때 w는 한계연령이다.

종신연금과 종신보험 각 시점 할인된 현금흐름의 변동계수를 살펴보기 전에 우선 사망확률과 생존확률 예측치의 변동계수가 경과기간에 따라 어떤 추이를 보이는지를 살펴볼 필요가 있다.

먼저 사망확률의 변동계수는 예측기간이 증가함에 따라 불확실성이 증가하기 때문에 점차 증가하는 경향을 보일 것으로 예상할 수 있다. 실제로 Lee-Carter모형 추정결과 55세 남성 사망확률(q_{55})의 변동계수는 2.5%이나 20년 후 75세에 도달한 후의 사망확률(q_{75})의 변동계수는 12.3%로 증가한다. 생존확률의 경우에도 예측기간이 증가함에 따라 불확실성이 증가하기 때문에 점차 증가하는 경향을 보이는 것은 사망확률과 동일하다. 하지만 생존확률은 1에 가까운 값을 가지기 때문에 변동계수는 사망률에 비해 매우 작은 값을 가진

13) 현금흐름의 변동계수 계산을 위한 시나리오 생성은 사망률의 변동성 위험과 추세위험을 모두 반영하였다.

다.[14] 실제로 55세 남성 생존확률(p_{55})의 변동계수는 0.05%이나 20년 후 75세에 도달한 후의 생존확률(p_{75})의 변동계수는 1.52%로 증가한다. 한편 생존확률의 변동계수는 사망확률에 비해 매우 작지만 기간 경과에 따른 증가 속도는 상대적으로 빠르다.

이와 같은 사망확률과 생존확률 예측치의 변동계수 특성으로 인해, 누적생존확률을 기간에 따라 할인한 값인 종신연금 현금흐름의 변동계수는 처음에는 매우 작은 값을 가지나 시간이 경과함에 따라 급증하는 모습을 보인다. 또한 전기까지의 누적생존확률과 당기 사망확률의 곱을 기간에 따라 할인한 값인 종신보험 현금흐름의 변동계수는 종신연금에 비해 높은 수준에서 시작하여 완만하게 증가할 것으로 예상할 수 있으며, 실제로 종신보험 현금흐름의 변동계수는 할인효과로 인해 일정 기간 경과 이후 완만한 모습을 보인다. 55세 남성의 100세까지 종신연금과 종신보험 현금흐름의 변동성을 비교해 보면 〈Figure 2〉와 같다.

〈Figure 2〉 Volatility Trend of Life Annuity and Whole Life Insurance Cash Flow for the Male Policyholder at the age of 55

Whole life insurance cash flow volatility is greater than life annuity. This is consistent with IFRS17 Risk Adjustment(Principle 3).

14) 생존확률=1-사망확률이므로 사망확률 예측치와 생존확률 예측치의 표준편차는 동일하다.

따라서 연령과 성별이 같은 경우, 종신연금과 종신보험의 경우 만기는 같지만 전반적으로 종신보험 현금흐름의 변동성이 종신연금에 비해 크기 때문에 종신보험의 위험조정이 크게 추정되는 결과는 IFRS17 위험조정의 (원칙3)에 부합하는 결과이다.

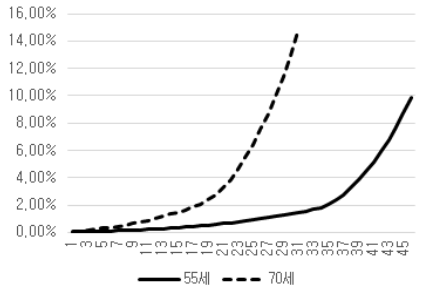
다음으로 가입연령 증가에 따른 종신연금과 종신보험의 위험조정 변화를 살펴보도록 한다.[15] 종신연금과 종신보험 모두 가입연령이 증가하면 만기가 감소한다. IFRS17 위험조정의 (원칙2)에 의하면 만기의 감소는 위험조정의 감소 요인이 된다. 그러나 분석결과에서 알 수 있듯이 종신연금의 경우 가입연령 증가에 따라 위험조정은 오히려 증가하는 모습을 보인다. 이는 종신연금의 가입연령이 증가하는 경우 사망확률 변동성이 급증하는 고연령 도래 시점이 빨라지기 때문이다. 즉 (원칙2)에 의한 위험조정 감소효과보다 (원칙3)에 의한 위험조정 증가효과가 크기 때문에 가입연령 증가에 따라 종신연금 위험조정은 증가하는 것으로 추정된다. 반면 종신보험의 경우에는 현금흐름의 변동계수가 경과기간에 따라 완만하게 증가하기 때문에 가입연령이 증가해도 변동계수의 수준은 크게 증가하지 않으며, 따라서 만기 감소에 따른 위험조정 감소 효과가 크게 작용하여 가입연령 증가에 따라 위험조정이 감소한다. 따라서 이러한 결과도 IFRS17 위험조정의 원칙에 부합하는 결과이다.

〈Figure 4〉 Volatility Trend of Life Annuity and Whole Life Insurance Cash Flow as Policyholder Age increase

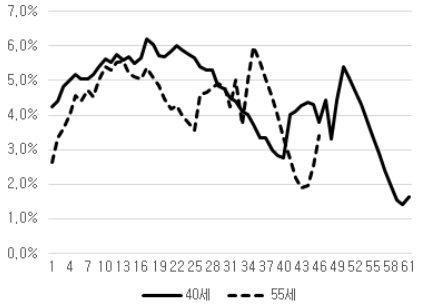
According to IFRS17 Risk Adjustment (Principle 2), the decrease in maturity is a factor in reducing risk adjustment. However, the risk adjustment of the life annuity increases with the increase of policyholder's age. This is because the risk adjustment increase effect (Principle 3) is greater than the risk reduction effect (Principle 2). On the other hand, in the case of life insurance, Risk adjustment decreases with the increase of policyholder's age.

15) (2원칙)을 확인하기 위해서는 다른 가입연령의 종신보험 또는 종신연금을 비교하기 보다는 동일한 연령, 동일한 성별 피보험자군의 만기가 다른 정기보험 또는 연금을 비교하는 것이 나을 수 있다. 하지만 본 연구에서는 다른 가입연령의 종신보험 또는 종신연금의 위험조정이 (2원칙)를 만족하는 지를 확인하는 것을 목적으로 하기 때문에 다른 가입연령의 종신보험 또는 종신연금을 비교한다.

a) Life Annuity



b) Whole Life Insurance



라. 현행 경험생명표 안전할증 방식 평가

보험개발원이 작성하고 보험회사가 보험상품 개발에 참조하는 경험생명표는 3년 단위로 작성되고 있으며, 2015년 가장 최근인 8회 경험생명표가 작성되었다. 경험생명표는 기준이 되는 사망률(참조생명표 1)과 기준 사망률에 사망률 변동 위험을 감안하여 안전할증을 추가한 사망률(참조생명표 2)을 제공하고 있다. IFRS17상의 위험조정 추정방식으로 현행 경험생명표 안전할증 방식을 활용하는 방법도 고려될 수 있기 때문에 본 절에서는 현행 경험생명표 안전할증 방식을 평가해 본다.

참조생명표 2에서 사망률 변동위험을 감안하기 위한 안전할증은 다음과 같이 계산된다. 우선 사망발생 시 1의 값을 갖고, 생존 시 0의 값을 가지는 확률 Y가 베르누이분포를 따른다고 가정한다.

$$Y \sim Ber(q) = B(1,q)$$

이때, $E(Y) = q,\ Var(Y) = q(1-q)$

중심극한정리(Central Limit Theorem)에 따라 크기 n인 확률분포는 다음과 같이 정규분포에 근사된다.

$$\frac{X - E(X)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{X - q}{\sqrt{nq(1-q)}} = \frac{\hat{q} - q}{\sqrt{\frac{q(1-q)}{n}}} = Z \sim N(0,1)$$

따라서 특정 신뢰수준에 대한 신뢰계수를 z_α라 할 때 변동성 위험을 반영한 사망률은 아래와 같다.

$$q_x{}' = q_x + Z_\alpha \cdot \sqrt{\frac{q_z(1-q_x)}{n_x}}$$

경험생명표 작성 시 신뢰수준은 90%를 사용하여 이때의 신뢰계수는 1.28이며, 안전할증은 최대 30%를 넘지 못하도록 하고 있다.

본 논문에서 제시한 위험조정 방식은 확률적 사망률 모형을 추정함으로써 사망률의 과거 변동성을 측정하고 여기에 추세 불확실성을 감안하여 측정된다. 그러나 경험생명표의 안전마진 계산방식은 사망률의 과거 변동성을 측정하지 않고 사망발생 사건이 베르누이 분포를 따른다는 강한 가정을 바탕으로 계산된다. 또한 본 논문에서 제시한 위험조정 방식은 사망률 위험을 변동성 위험과 추세위험으로 구분하여 측정이 가능한 반면 경험생명표의 안전마진 계산방식은 위험의 구분이 어렵기 때문에 어떤 위험을 반영하고 있는지 파악하기 힘들다. 마지막으로 경험생명표 안전할증의 경우 보험계약의 미래 현금흐름 시나리오의 VaR 값이 아닌 미래 각 시점 사망률 분포의 VaR값이기 때문에 IFRS17의 원칙과 맞지 않는다. 따라서 현행 경험생명표 안전할증 방식은 IFRS17의 위험조정 측정방식으로 적합하지 않다고 판단된다.

V. 결론

국제회계기준위원회(IASB, International Accounting Standards Board)는 2017년 5월 IFRS17 Insurance Contracts를 최종 발표하였다. IFRS17하에서 보험계약은 이행현금흐름과 계약서비스마진이라는 2가지 요소로 구성되며, 이행현금흐름은 평가시점에서 보험회사의 보유계약으로부터 발생하는 모든 미래 현금흐름을 반영하며, 이에 시간가치를 조정하고 현금흐름의 불확실성을 고려한 위험조정을 포함한다.

위험조정(risk adjustement for non-financial risk)은 보험회사가 보험계약을 이행하는 데 있어 비금융위험에서 생기는 현금흐름의 금액과 시기에 대한 불확실성을 감수하는 것

에 대하여 요구하는 보상이라고 정의된다. 여기서 비금융위험에 대한 위험조정의 대상이 되는 위험은 보험위험과 해약위험, 비용위험 등이다. IFRS17에서는 비금융위험에 대한 위험조정을 산정하기 위하여 사용되는 추정기법을 특정하지 않고 있으며, 위험조정이 갖추어야 할 몇 가지 특성만을 기술하고 있다. 본 논문은 IFRS17에서의 위험조정 평가와 관련하여 사망률에 초점을 두어 Lee-Carter모형을 이용하여 종신연금 및 종신보험의 위험조정을 측정하였으며, 측정 결과가 IFRS17에서 제시하는 원칙에 부합하는지를 평가하였다.

분석결과는 다음과 같다. 첫째, 본 논문은 위험조정 시 사망률과 관련된 위험 중 추세위험(Trend risk)과 변동성 위험(Volatility risk)을 고려하고 있는데, 추세위험을 고려하지 않고 변동성 위험만을 고려할 경우 위험조정 수준이 약 30~50% 정도 과소평가될 수 있다. 둘째, 변동성 위험과 추세위험을 고려할 경우 종신연금의 위험조정은 가입연령과 신뢰수준에 따라 남녀 각각 0.69~2.22%, 0.30~1.45% 수준으로 측정되며, 종신보험은 남녀 각각 0.93~3.51%, 1.16~2.81% 수준으로 측정되었다. 셋째, 동일성별, 동일연령에서 종신보험의 위험조정이 종신연금에 비해 크다. 또한 종신연금의 경우 여성의 위험조정이 전반적으로 남성에 비해 작게 나타나며, 종신보험의 경우 여성의 위험조정이 남성에 비해 크게 나타난다. 넷째, 가입연령 증가에 따라 종신연금은 위험조정이 증가하고 종신보험은 위험조정이 감소한다. 이러한 결과는 IFSR 17 위험조정의 원칙을 만족하는 결과이다. 다섯째, 현행 경험생명표 안전할증 방식은 IFRS17의 위험조정 측정방식으로 적합하지 않다.

2021년 도입 예정인 IFRS17하에서 보험계약을 평가하기 위해서는 위험조정을 어떻게 반영할 것인가를 결정할 필요가 있다. 하지만 위험조정에 대하여는 실무 적용이 거의 없었고, 선행연구 또한 초기이고 상당히 부족한 실정이다. 이에 본 논문은 확률적 사망률 모형을 이용하여 사망률에 대한 위험조정을 측정하고 있다. 논문의 결과는 위험조정 산출 시 활용할 수 있는 하나의 방법론을 제시하였다는 데에 기여도가 있다고 판단되며, 향후 위험조정 측정방식을 논의하는 데 있어 하나의 참고자료로 활용될 수 있을 것이다.

그러나 본 논문은 비금융위험 중 사망률과 관계된 보험위험만을 다루고 있다는 한계점을 가진다. 또한 보험산업 전체의 위험조정 측정을 위해서는 보험회사의 경험데이터를 활용하여야 하나 데이터의 한계로 국민생명 데이터를 대용치로 사용하였기 때문에 실제 보험산업의 위험조정과 차이가 발생할 수밖에 없다. 마지막으로 데이터의 한계로 89세 이후 연령에 대한 분석은 가정에 의할 수밖에 없었다는 한계가 존재한다.

참고문헌

김세중, “장수리스크 측정방식에 관한 비교 연구,” **보험금융연구**, 제24권 제3호, 2013, pp. 93-121.

(Translated in English) Sejoong Kim, “A Comparison Study on Methods of Assessing Longevity Risk”, *Journal of Insurance and Finance*, 24(3), 2013, pp. 93-121.

김현태, **보험계약 국제회계기준(IFRS4)에 입각한 위험조정 산출 방법론 연구**, 생명보험협회, 2015.

(Translated in English) Hyun Tae Kim, *Estimating Risk Adjustment (RA) for life Insurance contracts under IFRS4 phase 2*, Korea Life Insurance Association, 2015.

오창수, “국제회계기준도입에 따른 보험상품의 영향분석,” **리스크관리연구**, 제22권 제2호, 2011, pp. 158-188.

(Translated in English) Changsu Ouh, “The Impact on the Insurance Product by Introduction to IFRS4”, *The Journal of Risk Management,* 22(2), 2011, pp. 158-188.

_____, **최신 보험수리학**, 제3판, 박영사, 2014.

(Translated in English) Changsu Ouh, *The Actuarial Science*, Parkyoung Press, 2014.

_____, “국제회계기준하의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구,” **보험금융연구**, 제28권 제4호, 2017, pp. 127-178.

(Translated in English) Changsu Ouh, “A Study on the Fair Value of Insurance Contract Liabilities under IFRS”, *Journal of Insurance and Finance*, 28(4), 2017, pp. 127-178.

오창수·박종각, “국제회계기준(IFRS) 2단계 도입에 따른 보험부채 영향분석”, **계리학연구**, 제8권 제1호, 2016, pp. 69-100.

(Translated in English) Changsu Ouh and Jong-kuk Park, "The Impact on the Reserve under IFRS4 Phase2", *The Journal of Actuarial Science*, 8(1), 2016, pp. 69-100.

오창수·오수연·오창영·이성호·이창욱, "Solvency II 기준에 따른 보험부채평가에 관한 연구", **리스크관리연구**, 제23권 제1호, 2012, pp. 147-185.

(Translated in English) Changsu Ouh, Suyoen Ouh, Changyoung Ouh, Sungho Lee and Changook Lee, "A Study on the Valuation of Insurance Liability under Solvency II", *The Journal of Risk Management*, 23(1), 2012, pp. 147-185.

오창수·유인현·박규서·강원재, "IFRS4 기준하의 보험부채 평가에 관한 연구," **리스크관리연구**, 제24권 제2호, 2013, pp. 99-122.

(Translated in English) Changsu Ouh, Inhyun Yoo, Kyusuh Park and Wonjae Kang, "A Study on the Valuation of Insurance Liability based on the IFRS4", *The Journal of Risk Management*, 24(2), 2013, pp. 99-122.

오창수·조석희, "보험부채 리스크마진의 측정에 관한 연구-국제회계기준을 중심으로," **보험학회지**, 제84집, 2009, pp. 35-68.

(Translated in English) Changsu Ouh and Seok Hee Cho, "A Study on the Measurement of the Risk Margin of the Insurance Liability -Focusing on the IFRS 4", *Korean Insurance Journal*, 84, 2009, pp. 35-68.

_____, "IFRS 4 수정 공개초안에 따른 보험손익의 산출구조에 관한 연구," **계리학연구**, 제6권 제1호, 2014, pp. 27-58.

(Translated in English) Changsu Ouh and Seok Hee Cho, "A Study on the Calculating Structure for Insurance Profit or Loss based on the IFRS 4 Revised ED", *The Journal of Actuarial Science*, 6(1), 2014, pp. 27-58.

윤영준, “국제보험회계기준 도입에 따른 책임준비금 평가에 관한 연구 -생명보험회사를 중심으로,” **계리학연구**, 제3권 제1호, 2011, pp. 29-58.

(Translated in English) Yeong Jun Yoon, “A study on the Evaluation of Reserve based on the Introduction of IFRS 4 -Concentrated on Life Insurance Company-”, *The Journal of Actuarial Science*, 3(1), 2011, pp. 29-58.

조석희, **보험회계**, 제2판, 신영사, 2015.

(Translated in English) Seok Hee Cho, *Insurance Accounting*, Shinyoung Press, 2015.

_____, “2단계 국제보험회계기준의 도입영향: 보험부채 평가를 중심으로 한 종신보험 계약의 사례”, **회계저널**, 제22권 제2호, 2013, pp. 297-333.

(Translated in English) Seok Hee Cho, “The effect of adopting IFRS 4 Phase 2: The Case of Whole Life Insurance Contracts focusing on the Valuation of Insurance Liability”, *Korean Accounting Journal*, 22(2), 2013, pp. 297-333.

조재훈, **손해보험 위험조정 산출방법**, 손해보험협회, 2015.

(Translated in English) Jae Hoon Jho, *The Method of Calculating Risk Adjustment for General Insurers*, General Insurance Association of Korea, 2015.

_____, “손해보험 위험조정 MCMC 추정기법”, **보험학회지**, 제105집, 2016, pp. 81-111.

(Translated in English) Jae Hoon Jho, “MCMC Method of Risk Adjustment Estimationin Non-life Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 105, 2016, pp. 81-111.

한국회계기준원, **기업회계기준서 제1104호 보험계약 실무적용지침**, 2015.

(Translated in English) Korea Accounting Standards Board, *Practical application guidelines of K-IFRS 1104 Insurance Contracts*, 2015.

American Academy of Actuaries, *Recommended approach for setting regulatory risk-based capital requirements for variable annuities and similar products, Report*, Boston, MA., 2005.

CEIOPS, *QIS 5 Risk-free interest rates-Extrapolation method*, 2010.

IAA, *Measurement of Liabilities for Insurance Contracts: Current Extimates and Risk Margins,* 2009.

IASB(International Accounting Standards Board), *Insruance contracts - Policyholder Behavior*, IASB/FASB Meeting Agenda 6C, January 2010(a).

_____, *Insurance Contracts Exposure Draft*, August 2010(b).

_____, *Insurance Contracts, Basis for Conclusions*, Exposure Draft, August 2010(c).

_____, *Revised Insurance Contracts Exposure Draft*, July 2013(a).

_____, *Insurance Contracts, Basis for Conclusions*, Exposure Draft, July 2013(b).

_____, *Insruance contracts cover note: IASB Agenda ref 2*, Staff paper, June 2015.

_____, *IFRS17 Insurance Contracts,* May 2017(a).

_____, *IFRS17 Insurance Contracts, Basis for Conclusions*, May 2017(b).

Lee, R., and L. Carter, Modeling and Forecasting US Mortality, *Journal of the American Statistical Association*, 87, 1992, pp. 659-671.

Abstract

When IFRS17 is applied, insurance contracts should be valued in a way that is different from the current GAAP in measuring insurance contracts. Measuring the contracts, risk adjustment should be measured separately. In this paper, we have measured the mortality rate risk adjustment using the Lee-Carter model. As a result of the analysis, risk adjustments for annuity products for men and women are 0.69 ~ 2.22% and 0.30 ~ 1.45% respectively. Risk adjustments for whole life products for men and women are 0.93 ~ 3.51% and 1.16 ~ 2.81% respectively. For the same sex and age, the risk adjustment of the whole life product is bigger than that of the annuity product. In the case of the annuity product, the risk adjustment of women is smaller than that of men in general. In addition, as the entry age increases, risk adjustments of annuity products increase and those of whole life products decrease. The results seem to be consistent with the nature of risk adjustments in IFSR17. We expect this study to contribute to the basic research on how to calculate the risk adjustment for the mortality rate, and it can be used as a basic study to discuss risk measurement method in the future.

※ Keywords: IFRS17, risk adjustment, life annuity product, whole life product, Lee-Carter model

보험금융연구 제29권 제4호 (2018. 11) pp. 91-115
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2018.29.4.004

음이항회귀모형을 이용한 보험고객과 설계사의 관계설정이 보험 구매에 미치는 영향

The Insurance Purchase Effect of the Relationship between Customer and Insurance Agent Using Negative Binomial Regression

박 복 희*·전 희 주**
Bokhee Park·Heuiju Chun

본 연구는 보험소비자와 설계사의 관계 형태가 보험회사의 주요 성과결과인 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수에 미치는 영향을 음이항회귀모형을 통해 분석하였다. 생명보험 가입 건수에 영향을 주는 변수로는 보험소비자와 보험설계사의 정기적 거래관계이며, 다음으로 연소득, 직업, 성별, 결혼 유무, 세대주 유무의 순이었다. 손해보험 가입 건수는 결혼 유무, 보험소비자와 보험설계사의 정기적 거래관계, 연령, 연소득 순으로 영향을 크게 주었다.

보험소비자와 설계사의 관계 형태가 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수에 영향을 주는 주요 요인변수로 드러났지만 그 내용은 크게 다른 결과를 보였다. 생명보험 가입 건수는 보험소비자와 설계사와의 관계가 가장 중요한 변수이며 설계사와의 신뢰관계, 사업적인 관계가 가장 중요한 영향을 미쳤다. 그러나 손해보험 가입 건수는 결혼 유무가 가장 중요한 변수이며 다음으로 보험소비자와 설계사의 관계가 중요한 변수였다. 손해보험은 생명보험과 다른 양상으로 "상당히 신뢰하는 보험설계사"와의 관계가 가입 건수에 영향을 미치지 않고 있음을 알 수 있다. 손해보험에서는 종교/사회 단체, 가족·친척 관계, 사업적 관계가 손해보험 가입 건수에 크게 영향을 주는 것으로 나타났다.

국문 색인어: 보험설계사, 보험 가입 건수, 음이항회귀모형, 포아송회귀모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601, B051605, B051609

* 전주대학교 금융보험학과 겸임교수(80pbh@naver.com), 제1저자
** 동덕여자대학교 정보통계학과 부교수(hjchun@dongduk.ac.kr), 교신저자
논문 투고일: 2018. 08. 14, 논문 최종 수정일: 2018. 11. 05, 논문 게재 확정일: 2018. 11. 15

Ⅰ. 서론

보험 상품은 인식하고 있으나 필요를 느끼지 않는 비자발적 상품으로 고객이 스스로 구매하기보다는 권유에 의해서 구매하는 상품이다. 또한 보험은 고관여 상품으로 상품 구조가 복잡하고 이해가 어려워 고객이 스스로 인터넷을 통해 상품을 이해하고 가입을 결정하기가 쉽지 않다. 그러나 기술혁명의 환경변화는 보험 산업에도 영향을 주어 인터넷과 모바일 등을 이용한 상품정보 획득과 가격비교가 일반화 되었다.

박소정·박지윤(2017), 황진태·박선영(2013)등은 정보통신 기술이 발달함에 따라 채널의 디지털화가 지속될 것이며, 새로운 보험 소비자들은 주로 디지털 채널을 통해 유입될 것이라고 전망하였다. 김석영·이선주(2016)는 4차산업혁명 시대에 기존의 온라인 판매채널이 가진 단방향 소통 문제를 해결한 인공지능 판매채널은 설계사 채널과 경쟁하게 될 것이며, 고비용 설계사채널에서 저비용의 다양한 판매채널로의 전환을 전망하였다.

변혜원(2012)은 저금리 환경 지속 시 설계사 채널이 중요해질 것이며, 황진태·박선영(2013)은 위기상황 시 미국의 경우처럼[1] 채널의 신뢰성이 중요해 전속대면채널이 보험회사에 유리할 수도 있다고 하였다. 박정희(2012)는 2012년 일본생명보험 성향조사에서 생명보험회사 직원에게 추가가입 하겠다는 응답이 30.9%로 가장 높아 여전히 30% 정도의 소비자는 설계사 채널을 선호하고 있다고 하였다.

지속적인 신채널의 출현과 성장이 비대면 채널을 확장시킬 것이므로 대면 채널이 축소될 것이라는 전망과 비대면 채널의 성장에도 불구하고 설계사 채널이 중요하다는 전망이 혼재하지만 대면채널은 고객과 양방향 소통이 가능하여 고객의 니즈를 발굴하고 이를 상품 구매로 연결할 수 있어 여전히 중요한 채널이다. 이처럼 다양한 채널의 등장에도 불구하고 FY2017 대면채널 모집 초회보험료는 생명보험 98.18%(설계사 19.22%, 대리점 7.51%) 손해보험 87.91%(설계사 26.05%, 대리점 42.46%)로 대면채널 중에서도 설계사 채널은 핵심 채널이다. 이와 같이 대면채널의 핵심인 보험설계사는 보험회사의 중요한 인적자원으로 고객과 보험회사를 연결하는 강력한 매개체이며, 보험회사 성장에 중요한 역

1) 금융위기 이후 연납화 보험료기준 전속채널의 비중이 4~5%P 증가한 것으로(2008년 36%, 2009년 41%, 2010년 41%, 2011년 40%) 나타났다.

할을 하고 있다. 또한 설계사는 보험회사의 경쟁력의 핵심요소중 하나로 고능률 설계사의 확보와 유지에 힘쓰고 있다.

그러나 기존의 연구들은 불완전판매 해소, 소비자 권익증진, 충성도와 신뢰도에 따른 차이(반복구매, 추가구매, 추천의향 등) 가 주로 연구되었으며, 다채널 시대에 설계사 채널의 중요성만을 확인하였다. 또한 설계사 역량과 성과에 대한 연구로 설계사 역량을 측정하는 다양한 변수 중 고객관계관리가 하나의 변수로 이용되어 고객과의 직접적인 관계형태에 따른 성과의 차이를 확인하지는 못하였다. 채널전략에서 설계사채널은 채널이 제공하는 서비스의 특성 차이에서 오는 소비자의 이용 변화를 확인하였으며, 서비스 품질과 관련된 연구에서 보험설계사는 품질을 측정하는 하나의 변수로 사용되어 설계사채널이 고객과 만나는 접점인 현장에서 어떻게 관계구축을 하고 있는지에 대한 연구는 없다.

이에 본 연구는 고객과 설계사의 관계형태에 대한 연구로 기존연구와 차별이 되며, 보험고객과 설계사와의 관계형태가 보험사의 주요 성과 중의 하나인 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수(자동차보험 제외)에 어떠한 영향을 주는지를 음이항회귀모형을 통해 분석하는 것을 목적으로 하여 연구의 차별성을 두고자 한다. 제Ⅰ장 서론, 제Ⅱ장에서는 이론적 배경 및 연구모형을 검토하고 제Ⅲ장에서는 음이항회귀모형을 통한 실증분석을 하였다. 마지막 제Ⅳ장 결론에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 연구모형

1. 선행연구

설계사와 관련된 기존 연구들은 대부분 채널전략 연구, 서비스품질, 고객관계관리(CRM)로 보험고객과 설계사와의 관계에 대한 연구는 거의 없다고 할 수 있다.

주요 채널전략 연구로는 안철경(2009), 김석영·이선주(2016), 박정희(2014)가 있다. 안철경(2009)은 판매채널 변화에 따른 보험회사 대응전략을 전통채널은 충성도 높은 고객관리와 수익성 높은 상품판매로 고능률화전략, 대리점채널은 상품 서비스체제경쟁력 확

보, 판매자책임 법제화, 보험이미지 개선노력, 상시모니터링 및 자율규제 강화를, 신채널은 상품·가격의 명확화와 단순화, 소비자보호의 중요성이라고 했다. 김석영·이선주(2016), 박정희(2014)는 고령층이 새로운 고객으로 등장함에 따라 향후 보험시장이 고령층을 중심으로 성장할 가능성이 높다고 보고 고령자의 특성을 반영한 보험회사의 판매채널 전략으로 차별화된 서비스를 제공하는 전속설계사 조직의 운영과 활용방법에 대한 새로운 접근이 필요하다고 하였다.

이에 본 연구는 보험고객과 설계사와의 관계를 중심으로 보험고객과 설계사의 관계설정이 보험계약에 어떠한 영향을 미치는지 파악하기 위해 기존 연구자들의 연구를 서비스품질 관련 연구와 고객관계관리(CRM) 관련 연구로 나누어 살펴보고자 한다.

가. 서비스품질 관련 연구

서비스품질 관련 연구에서는 주로 품질에 따른 신뢰도, 만족도, 재구매 의도, 추천의향, 품질향상에 관한 연구들이 이루어졌으며 김민정 외 3인(2016), 허영수·최철재(2016), 지범하·박준민(2016), 박균성·하규수(2016)등이 있다.

김민정 외 3인(2016)은 보험서비스의 전환경험을 중심으로 보험서비스에 대한 만족도와 신뢰도, 비교용이성 등이 소비자의사결정과정에 어떻게 적용될 수 있는지를 분석하여 전환(동일사업자 내에서의 전환 또는 다른 사업자로의 전환)을 경험한 보험소비자들은 20% 내외로 전환경험이 없는 가입자는 전환경험이 있는 가입자에 비해 높은 신뢰성과 가격만족도를 가진다고 하였다.

허영수·최철재(2016)는 보험서비스 구매에서 브랜드 이미지와 브랜드 친숙도는 고객신뢰와 재구매 의도를 증가시키는데 직접적인 영향을 미치고, 브랜드 친숙성은 직접적으로 신뢰에 긍정적 영향을 미쳤으나, 브랜드 지식은 신뢰와 구매의도에 직접적인 영향이 없으므로 이미 구매경험이 있는 고객에게는 브랜드 이미지와 동시에 브랜드 친숙성을 높여야 한다고 하였다.

지범하·박준민(2016)은 보험산업 내 인지된 서비스품질-구매만족도-충성도 간의 구조적 관계에서 나타나는 윤리적 판매행동의 조절효과 탐색에서 만족도와 충성도를 높이는

요인은 품질과 반응속도이며, 정보공개는 고객만족도 증진, 지각된 윤리적 판매행동은 구매만족도 결정, 구매만족도와 고객충성도 간 양(+)의 관계 증진 및 조절이라고 하였다.

박균성·하규수(2016)는 생명보험사의 서비스 품질 중 유지서비스, 보험판매원, 부가서비스가 재구매의도에 정의 영향을 미친다고 하였으며, 고객만족과 재구매의도의 영향관계에서 유지서비스와 보험판매원은 완전매개효과, 부가서비스는 부분매개효과가 있다고 하였다.

나. 고객관계관리 관련 연구

보험산업의 시장이 성숙화됨에 따라 신규고객의 획득보다는 기존 고객유지 및 추가구매를 제고하기 위한 노력이 중요해지고 있어 보험기업에게 고객관계관리(customer relationship management, CRM)는 중요한 문제이다. 이에 대한 연구는 허경옥·정주연(2016), 주영혁 외 2인(2011), 정덕화(2010), 안철경·권오경(2009)등이 있다. 고객관계관리는 관계의 질과 행동의도에 대한 연구로 구분할 수 있다. 관계의 질은 충성도, 신뢰도, 관계형성 등으로, 행동의도는 구전의도, 재구매의도 등으로 연구되어졌다.

허경옥·정주연(2016)은 연령이 낮을수록, 가계소득수준이 높을수록, 보유한 보험의 수가 많을수록 보험에 대한 태도가 긍정적이며, 보험설계사를 통해 보험 상품을 구매할 경우 보험유지에는 (+)영향을 주나 주요내용설명, 보상, 분쟁 등에서 만족도가 낮다고 하였다.

주영혁 외 2인(2011)은 고객유지를 위해서는 핵심적 서비스가 추가구매를 위해서는 보상물 제공 프로그램의 영향력이 높으며, 보상물의 경우 실용적 선물은 고객유지에 높은 영향력을 보이는 반면에 쾌락적 선물은 추가구매에 높은 영향력을 보인다고 하였다.

정덕화(2010)는 생명보험서비스에서 고객만족은 고객유지와 구전의도에 긍정적인 영향을 끼치고, 보험서비스의 전환장벽 요인 중 설계사와의 관계와 전환비용이 고객유지에 (+)영향을 미치며, 보험서비스에 대한 고객유지는 구전의도에 긍정적인 영향을 미친다고 하였다.

안철경·권오경(2009)은 보험소비자의 충성도에 고객 지향성 및 서비스 만족은 몰입이라는 매개요인을 통하여 간접적으로, 서비스 신뢰는 최근 보험 상품의 복잡성과 다양성 등

으로 직접적으로 영향을 미친다고 하였다.

2. 연구방법론

고객 한 명당 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수는 음이 아닌 정수의 값을 갖는 계수형 자료(count data)로 이들을 예측하거나 영향을 주는 요인을 분석하고자 할 때 일반적인 최소제곱회귀모형(ordinary least square regression model)은 타당하지 않게 된다. 반응변수가 계수형 자료인 경우의 통계적 모형은 일반화 선형모형의 일종인 포아송회귀모형과 음이항회귀모형이 사용된다(전희주·안철경, 2012).

포아송회귀모형에서, 설명변수 벡터 $\boldsymbol{x}_i$가 주어질 때, 반응변수인 고객 한 명당 보험 가입 건수 Y_i의 확률은 다음과 같은 포아송 분포를 따른다.

$$P(Y_i = y_i | \boldsymbol{x}_i) = \frac{e^{-\mu_i}\mu_i^{y_i}}{y_i!}, \qquad y_i = 0, 1, 2, \ldots$$

반응변수의 평균 모수 μ_i (i번째 개체의 조건부 평균 수)는 다음과 같이 i번째 개체의 설명변수 벡터의 함수가 된다.

$$E(Y_i | \boldsymbol{x}_i) = \mu_i = \exp(\boldsymbol{x}_i{}'\boldsymbol{\beta}),$$

여기서 β는 $(k+1)\times 1$ 모수 백터를 나타낸다.

포아송확률모형은 모형의 특성에 의해 조건부 평균과 조건부 분산이 동일할 때에 적합하다는 제약이 있다. 실제 얻어지는 현실의 계수자료는 평균이 증가할 때 분산도 같이 증가하는 경향을 보이는 과대산포가 존재하며 포아송 분포를 가정하는 포아송회귀모형은 모형적합의 효율성이 떨어지게 된다(Cox, 1983; Gumu, 1991). 그러나 음이항회귀모형은 포아송회귀모형의 일반화 모형으로 이분산성(hetero-skedasticity)을 허용하는 분산함수로 정의되어 평균과 분산이 크게 다른 경우에도 포아송회귀모형의 단점을 해결해 주는 좋은 적합모형이 된다. 음이항회귀모형은 i번째 개체의 관측되지 않은 비동질(heterogeneity) 요인을 나타내는 과대산포 변수를 추가로 고려하기에 포아송회귀모형을 포함한 일반화모형이 되며 과대산포를 해결하게 된다. 이것은 다음의 식과 같이 관측된 반응변수들이 관찰된 설명변수에 완전히 설명되지 않아 다른 랜덤성의 변수를 고려해야 된

다는 것을 의미한다.

음이항분포는 θ를 갖는 조건부 포아송분포 Y와 모수 μ를 갖는 감마분포 θ의 결합분포의 주변분포(marginal)로서 얻어진다(Greenwood and Yule, 1920). 이에 대한 과정은 다음과 같다.

계수형 확률변수인 Y_i는 (1)과 같은 θ_i에 대한 조건부 포아송 확률분포를 갖는다고 하자.

$$f(Y_i = y_i | \boldsymbol{x_i}, \boldsymbol{\theta_i}) = \frac{e^{-\theta_i}\theta_i^{y_i}}{y_i!}, \qquad y_i = 0, 1, 2, \ldots \tag{1}$$

그리고 θ_i는 설명변수 $\boldsymbol{x}_i$가 주어지고 다음의 조건부 평균을 갖는 확률변수가 된다.

$$\begin{aligned}\theta_i &= E(Y_i | \boldsymbol{x_i}) = \exp(\beta_0 + \boldsymbol{x_i}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i) \\ &= e^{(\beta_0 + \boldsymbol{x_i}'\boldsymbol{\beta})} e^{\varepsilon_i} = \mu_i \tau_i.\end{aligned}$$

Y의 주변분포는 τ_i에 대한 적분을 하여 얻어진다.

$$h(y_i = y_i | \mu_i) = \int f(y_i = y_i | \mu_i, \tau_i) g(\tau_i) d\tau_i$$

확률변수 τ는 모수 δ를 갖는 다음의 감마분포를 갖는다고 하자.

$$g(\tau | \delta) = \frac{\delta^{\delta}}{\Gamma(\delta)} \tau^{\delta - 1} e^{-\delta\tau}, \quad \delta > 0,$$

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} t^{a-1} e^{-t} dt, \; a > 0, \; \Gamma(a-1) = a!,$$

그리고 $E(\tau) = 1$, $Var(\tau) = 1/\delta = \alpha$가 된다. $\theta = \mu\tau$이므로

$$g(\theta | \mu, \delta) = \frac{(\delta/\mu)^{\delta}}{\Gamma(\delta)} \theta^{\delta - 1} e^{-\frac{\theta\delta}{\mu}}.$$

그러므로 Y의 주변분포는 다음의 과정을 통해 (2)를 얻게 된다.

$$\begin{aligned}h(y | \mu, \delta) &= \int \frac{e^{-\theta}\theta^{y}}{y!} \frac{(\delta/\mu)^{\delta}}{\Gamma(\delta)} \theta^{\delta - 1} e^{-\frac{\theta\delta}{\mu}} d\theta \\ &= \frac{(\delta/\mu)^{\delta}}{\Gamma(\delta)\Gamma(y+1)} \int \exp(-\theta(1 + \frac{\delta}{\mu})) \theta^{y + \delta - 1} d\theta\end{aligned}$$

$$= \frac{(\delta/\mu)^{\delta}(1+\delta/\mu)^{-(y+\delta)}\Gamma(\delta+y)}{\Gamma(\delta)\Gamma(y+1)}$$

$$= \frac{\Gamma(\alpha^{-1}+y)}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y+1)}\left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1}+\mu}\right)^{\alpha^{-1}}\left(\frac{\mu}{\alpha^{-1}+\mu}\right)^{y}, \qquad (2)$$

그러므로 설명변수 $\boldsymbol{x}_i$가 주어진다면, 보험 가입 건수 Y는 조건부평균 μ, 조건부분산 $\mu(1+\alpha\mu)$, $\alpha > 0$ 을 갖는 음이항분포를 갖게 된다.

위와 같이 음이항분포는 포아송분포와 감마분포의 혼합(compounding)에 의해 쉽게 구할 수 있으며 과대산포를 허용함으로써 이분산성을 갖는 데이터를 모형화할 수 있는 장점이 있다(Cameron & Trivedi, 1998).

3. 연구모형

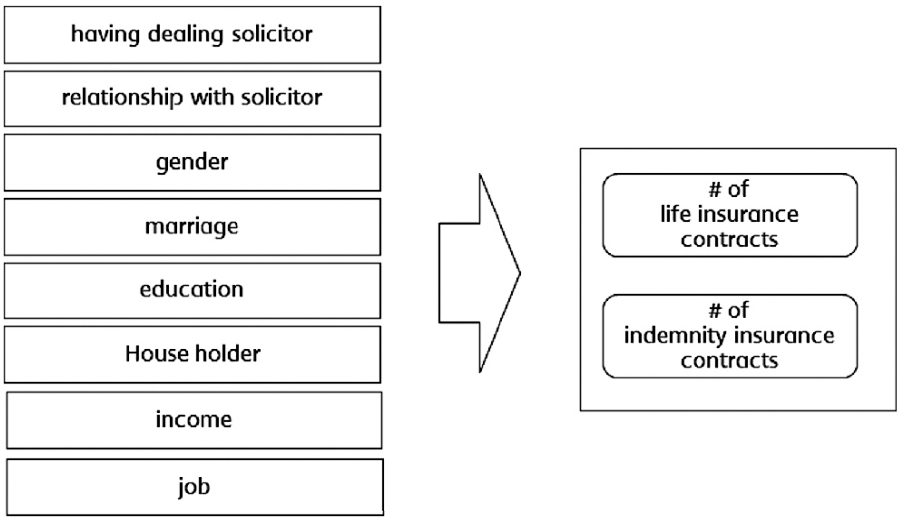
이현복(2015)은 설계사의 전문성, 지속적 고객관계관리, 신뢰구축은 계약유지, 상품구매, 지속적거래, 추가구매의 의향이 높다고 하였다. Reichheld & Schefter(2000)는 신뢰의 중요성을 강조하고 고객의 신뢰를 얻어야 충성도를 획득할 수 있다고 하였으며, Singh & Sirdeshmukh(2000)은 높은 신뢰를 가지고 있는 고객일 경우 일시적인 거래경험에 의해 신뢰가 쉽게 무너지거나 손상되지 않기 때문에 고객의 신뢰를 확보한다면 고객의 관계를 장기적으로 유지시켜 나갈 수 있다고 하였다.

안철경(2009)은 보험판매의 주요결정요인을 고객지향성과 전문성으로 보았다. 고객지향성 요인은 건수이며 전문성 요인은 모집액(월보험료)이다. 보험회사의 성과지표는 주로 모집액으로 집계하고 있지만 보험설계사의 역량과 관련해서는 안철경(2009)의 연구와 같이 건수, 모집액 모두 중요하다고 할 수 있다. 또한 실무적으로 보험설계사의 성과는 빈도와 심도 측면에서 모집 건수, 모집액(월보험료), 유지율로 설계사의 역량을 평가하고 있다. 본 연구의 설문에서는 전체 보험가입 건수와 자동차보험을 제외한 보험가입 금액과의 상관계수는 0.338($p < 0.0001$)로 보험가입 건수와 보험가입금액은 상관성이 있음을 보여준다.

본 연구의 설문조사에 의한 실증분석의 한계로 보험가입 건수를 보험설계사의 성과변수로 사용하고자 한다. 이에 세부적으로 보험소비자와 보험설계사와의 관계성과 신뢰성에

기반을 두고 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수(자동차보험 제외)에 영향을 주는 요인들을 알아보고, 또한 보험소비자와 보험설계사의 관계성이 보험소비자들의 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수에 대한 영향 정도를 알아보고자 한다. 이에 대한 연구모형은 〈Figure 1〉에 제시되었다.

〈Figure 1〉 Research model



Ⅲ. 실증분석

1. 데이터 및 기술통계량

본 연구에서 사용되는 데이터는 2016년 2월 예비조사를 통해 설문지를 완성하고 ㈜ 한국리서치에 의뢰하여 전국(제주지역 제외)의 만20세 이상의 성인 남녀를 대상으로 2016년 3월10일~3월17일(8일간) 기간 동안 온라인 웹조사를 통하여 설문조사 자료를 수집하고 검증 및 부호화 과정을 거쳤다. 설문은 가구의 보험가입과 관련된 질문으로 구성되었으며, 설문응답을 위한 표본은 전국 단위의 인구센서스 기준으로 성별, 연령, 지역을 중심으

로 층화추출에 의해 할당되었다.

설문응답자는 남성 515명(51.24%), 여자 490명(48.76%)으로 1,005명이 설문에 응답하였으며, 20대 184명(18.31%), 30대 213명(21.19%), 40대 245명(24.38%), 50대 296명(29.45%) 60대 이상 67명(6.67%)으로 나타났다.

〈Table 1〉 The characteristics of samples and descriptive statistics

variables		# of sample	%	avg # of life ins. contract	avg # of indemnity ins. contract
having dealing solicitor	yes	533	53.0	3.14	1.48
	no	472	47.0	1.70	0.73
gender	male	515	51.2	2.25	1.07
	female	490	48.8	2.69	1.18
age	20's	184	18.3	1.40	0.33
	30's	213	21.2	2.44	1.29
	40's	245	24.4	2.79	1.46
	50's	296	29.4	2.98	1.25
	≥ 60's	67	6.7	1.97	1.01
marriage	yes	714	71.0	2.82	1.38
	no	219	29.0	1.59	0.48
education	≤ high school	251	25.0	2.15	1.02
	〉 high school	754	75.0	2.57	1.16
house holder	yes	541	53.8	2.65	1.20
	no	464	46.2	2.24	1.03
income (unit: 10,000 won)	〈 2000	343	34.1	2.07	0.82
	〈 5000	408	40.6	2.19	1.13
	〈 8000	195	19.4	3.40	1.53
	≥ 8000	59	5.9	3.52	1.54
job	salary management	56	5.6	3.27	1.52
	salary professional	74	7.4	2.82	1.07
	salary office/tech	283	28.2	2.90	1.14
	salary sales	52	5.2	2.50	1.35
	salary worker	63	6.3	1.68	0.92
	visible small bus.	88	8.8	2.99	1.19
	invisible mall bus.	26	2.6	1.77	1.31
	house wife	208	20.7	2.64	1.42
	unemployed/retired	155	15.4	1.08	0.52

relationship with solicitor	business relation	28	2.8	3.43	1.36
	family/relative	96	9.6	2.78	1.60
	friend/acquaintance	156	15.5	2.85	1.40
	religion/social group	12	1.2	2.58	1.83
	simple relation	164	16.3	3.43	1.53
	trust relation	77	7.7	3.50	1.34
	no soliciter	472	47.0	1.70	0.73
total		1,005	100.0	2.46	1.12

〈Table 1〉은 설문응답자들에 대한 인구통계학적 특성과 설문응답자들의 특성에 따른 생명보험 평균 가입 건수와 손해보험 평균 가입 건수를 보여준다. 전체 1,005명 중 정기적으로 거래하는 보험설계사를 가지고 있다고 응답자는 533명으로 53.3%를 차지하였고 거래하는 설계사가 없다고 한 응답자는 472명으로 47.2%이었다. 정기적으로 거래하는 보험설계사가 있는 경우가 생명보험 평균 가입 건수는 3.14, 손해보험 가입 건수 1.48로 정기적으로 거래하는 보험설계사가 없는 경우의 생명보험 평균 가입 건수 1.7, 손해보험 가입 건수 0.73으로 모두 보험가입 실적은 모두 높음을 보여주고 있다.

보험소비자와 정기적으로 거래하는 보험설계사와 관계를 자세히 살펴보면, 전체 응답자 중 "사업적인 거래를 주고 받는다"가 28명(2.8%), "가족·친지 관계"가 96명(9.6%), "친구·지인 관계"가 156명(15.5%), "종교단체·사회단체에서의 관계"가 12명(1.2%), "단순한 보험설계사와 고객관계"가 164명(16.3%), "상당히 신뢰하는 보험설계사와 고객관계"가 77명(7.7%)를 차지하고 있다. 생명보험 평균 가입 건수를 보면 "상당히 신뢰하는 보험설계사와 고객관계"가 3.5건, "사업적인 거래를 주고 받는다"와 "단순한 보험설계사와 고객관계"가 각각 3.43건으로 높게 나타났다. 그러나 손해보험 평균 가입 건수는 "종교단체·사회단체에서의 관계" 1.83건, "가족·친지 관계" 1.60건, "단순한 보험설계사와 고객관계" 1.53건으로 생명보험 평균 가입 건수와는 다소 다른 양상을 보여주고 있다.

2. 모형분석 결과

〈Table 2〉는 반응변수인 고객 한 명당 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수의 특성을 나타낸 표이다. 고객 한 명당 생명보험 가입 건수의 평균은 2.46이지만 분산은 5.90로 분산은 평균의 2.40배로 과대산포가 존재함을 보여준다. 고객 한 명당 손해보험 가입

건수 또한 평균은 1.12, 분산 2.83으로 평균의 2.53배로 과대산포가 존재하고 있음을 나타내고 있다. 이는 평균과 분산이 같다는 포아송회귀모형보다 과대산포 모수 τ를 포함하는 음이항회귀모형이 더 적절할 수 있음을 의미한다.

〈Table 2〉 The characteristics of response variable

This table is a online web surveys by Hankook Research in March 2016. Among the 1,005 respondents, 732 for life insurance contractor and 492 for indemnity insurance contractor. There are 409 contractors who have both life insurance and indemnity insurance. (Excluding car insurance)

response variable	n	mean	variance	min	max
# of life insurance contracts	1,005	2.46	5.90	0	16
# of indemnity insurance contracts	1,005	1.12	2.83	0	12

Source: Online Web Survey, Hankook Research.

본 연구에서 보험 가입 건수에 영향을 줄 것으로 고려된 설명변수로는 보험연구원의 2016년 보험소비자설문조사의 가구당 보험가입 건수와 관계성을 살펴보았던 인구통계학적 변수인 성별, 자가 보유 유무, 결혼 유무, 교육정도, 수입, 직업을 포함하였으며 본 연구의 주 목적인 보험소비자와 보험설계사의 관계 정도를 추가하였다. 변수선택법은 설명변수들 간의 상관성을 고려한 Type Ⅲ 제곱 합에 의한 설명력이 가장 작은 변수들을 후진제거방식(backward elimination method)에 의해 하나씩 제거해 나가는 방식을 선택하였다.

〈Table 3〉은 통계적 유의수준 0.1에서 생명보험 가입 건수에 영향을 줄 것으로 고려한 모든 설명변수들 포함한 모형으로 시작하여 유의하지 않은 변수들을 하나씩 제거해 나가는 후진제거방식에 의해 생명보험 가입 건수 적합을 위한 최종적으로 선택된 음이항회귀모형이다. 음이항회귀모형의 모형적합 척도인 deviance/df=1.2, AIC=3877.83, BIC=4090.83은 비교모형인 포아송회귀모형의 deviance/df=2.07, AIC=4221.46, BIC=4349.19로 음이항회귀모형이 최적임을 보여준다. 이는 음이항회귀모형이 과대산포 모수의 추정값 $\hat{\tau}$ =0.4008로 유의함을 의미한다.

본 연구에서 고려한 변수들을 고려한 음이항회귀모형의 적합 결과, 생명보험 가입 건수에 가장 영향을 크게 미치는 요인으로는 보험소비자와 정기적인 보험설계사 관계 형태이

며, 다음으로 연소득, 직업, 성별, 결혼 유무, 세대주 유무의 순으로 나타났다. 이는 생명보험회사가 보험성과인 생명보험 가입 건수를 늘리기 위해서는 무엇보다도 보험소비자와 거래하는 보험설계사의 형태가 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 세부적인 형태를 보면, 거래하는 "거래 설계사가 없음" 대비 "사업적인 거래 관계"는 $e^{0.6643}$=1.94배, "상당히 신뢰하는 보험설계사와 고객관계" $e^{0.6128}$=1.85배, "종교단체·사회단체에서의 관계" $e^{0.5720}$=1.77배, "단순한 보험설계사와 고객관계" $e^{0.5482}$=1.73배, "친구·지인 관계" $e^{0.4095}$=1.51배, "가족·친지 관계"는 $e^{0.3978}$=1.49배 순으로 나타났다. 이는 보험설계사와 사업적인 관계가 가장 큰 영향을 주며 보험설계사와 신뢰감이 높을수록 생명보험 가입 건수는 증가함을 의미한다. 보험설계사가 가족·친지의 관계인 경우 거래하는 설계사가 없는 경우보다는 1.49배이지만 다른 거래 설계사의 경우보다는 성과가 더 낮게 나타남을 알 수 있다.

연소득 측면을 보면, 연소득 8,000만 원 이상이 생명보험 가입 건수가 가장 많으며, 8,000만 원 대비 5,000~8,000만 원 미만은 $e^{-0.0957}$=0.909배, 2,000~5,000만 원 미만은 $e^{-0.4473}$=0.639배, 2,000 만 원 미만은 $e^{-0.3645}$=0.695배 작은 경향을 보인다. 직업은 비고용/은퇴자가, 금융/보험/교육의 자영업자, 생산 노동직 근로자 순으로 생명보험 가입 건수가 낮은 순서로 나왔다. 여성이 남성보다, 미혼보다는 기혼자가 생명보험 가입 건수는 높게 나타났다.

통계청 자료에 의하면 우리나라 가구주는 남자가 2017년(69.4%), 2015년(70.3%)로 많으며, 2015 제14차 생명보험 성향조사에 의하면 보험구매 가입결정자는 가구주의 배우자가 49.7%이며 특히 45-50대 가구에서 가구주 배우자의 결정권이 더 크게 나타났다. 남성보다 여성이 생명보험 가입 건수가 많은 것은 가정경제의 주 수입원인 남성의 가입보다 구매의사결정권을 가진 여성의 보험가입이 더 용이하며 여성의 평균수명이 남성보다 긴 것을 감안할 때 남성보다 여성의 장기생존 가능성이 높아 여성의 생존보장에 대한 강한 니즈가 원인이라고 볼 수 있다.

〈Table 3〉 Negative binomial model fit for # of life insurance contracts

This table is a online web surveys by Hankook Research in March 2016. Among the 1,005 respondents, it is data on 732 life insurance contractor.

factor		df	$\hat{\beta}$	s.e.	Wald χ^2	LR χ^2	P-value
intercept		1	0.2914	0.1678	3.02	.	〈0.0001
relationship with solicitor	business relation	1	0.6643	0.1674	15.74	69.86	〈.0001
	family/relative	1	0.3978	0.1035	14.78		
	friend/acquaintance	1	0.4095	0.0865	22.44		
	religion/social group	1	0.5720	0.2666	4.60		
	simple relation	1	0.5482	0.0832	43.44		
	trust relation	1	0.6128	0.1077	32.35		
	no solicitor	0	0.0000	0.0000	.		
income (unit: 10,000 won)	〈 2,000	1	-0.3645	0.1271	8.23	25.66	〈.0001
	〈 5,000	1	-0.4473	0.1245	12.91		
	〈 8,000	1	-0.0957	0.1270	0.57		
	≥ 8,000	0	0.0000	0.0000	.		
job	management	1	0.6717	0.1587	17.91	44.08	〈.0001
	professional	1	0.6453	0.1459	19.56		
	office/tech	1	0.6514	0.1168	31.08		
	sales	1	0.5837	0.1645	12.58		
	worker	1	0.3127	0.1642	3.63		
	visible small bus.	1	0.6507	0.1400	21.62		
	invisible mall bus.	1	0.1130	0.2248	0.25		
	house wife	1	0.4265	0.1333	10.23		
	unemployed/retired	0	0.0000	0.0000	.		
gender	male	1	-0.2450	0.0775	9.99	9.92	0.0016
	female	0	0.0000	0.0000	.		
marriage	married	1	0.2370	0.0812	8.52	8.49	0.0036
	unmarried	0	0.0000	0.0000	.		
house holder	yes	1	0.1401	0.0743	3.56	3.55	0.0595
	no	0	0.0000	0.0000	.		
education	≤ high school	1	-0.1159	0.0727	2.55	2.55	0.1106
	〉 high school	0	0.0000	0.0000	.		
Dispersion		1	0.4008	0.0428			
Deviance		983	1,181.57				
Log Likelihood			128.10				
AIC			3,877.83				
BIC			4,090.83				

Source: Online Web Survey, Hankook Research.

〈Table 4〉는 후진제거방식(backward elimination method)에 의해 손해보험 가입 건수 적합을 위한 최종적으로 선택된 음이항회귀모형이고 추정된 모수는 최대우도추정법(maximum likelihood estimation method, MLE)에 의해 구해졌다. 음이항회귀모형의 모형적합 척도인 deviance/df=0.9680, AIC=2815.17, BIC=2893.78은 비교모형인 포아송회귀모형의 deviance/df=1.8420, AIC=3109.23, BIC=3182.92로 음이항회귀모형이 최적임을 보여준다. 음이항회귀모형이 과대산포 모수의 추정값 $\hat{\tau}$ =0.9610로 유의함을 보여준다.

손해보험 가입 건수에 가장 영향을 크게 미치는 요인으로는 결혼 유무, 보험소비자와 정기적인 보험설계사 관계 형태, 연령, 연소득 순으로 나타났다. 이는 손해보험 가입에는 결혼이 가장 중요하고 그 다음으로 보험소비자와 거래하는 보험설계사의 형태가 중요한 역할을 하고 있다. 세부적인 형태를 보면, 미혼 대비 기혼자의 손해보험 가입 건수는 $e^{0.6394}$ =1.90배가 높다.

〈Table 4〉 Negative binomial model fit for # of indemnity insurance contracts

This table is a online web surveys by Hankook Research in March 2016. Among the 1,005 respondents, it is data on 492 indemnity insurance contractor. (Excluding car insurance)

factor		df	$\hat{\beta}$	s.e.	Wald χ^2	LR χ^2	P -value
intercept		1	-0.6636	0.2859	5.39	.	0.0203
marriage	married	1	0.6394	0.1426	20.09	20.05	〈.0001
	unmarried	0	0.0000	0.0000	.		
relationship with solicitor	business relation	1	0.5738	0.2646	4.70	36.89	〈.0001
	family/relative	1	0.7008	0.1513	21.46		
	friend/acquaintance	1	0.5004	0.1299	14.83		
	religion/social group	1	0.8887	0.3712	5.73		
	simple relation	1	0.5307	0.1264	17.62		
	trust relation	1	0.4202	0.1691	6.18		
	no solicitor	0	0.0000	0.0000	.		
age	〈 30	1	0.5135	0.2569	3.99	20.43	0.0004
	〈 40	1	0.2605	0.2015	1.67		

	〈 50	1	0.2964	0.1948	2.31		
	〈 60	1	0.1102	0.1913	0.33		
	≥ 60	0	0.0000	0.0000	.		
income (unit: 10,000 won)	〈 2,000	1	-0.3753	0.1905	3.88	7.95	0.0470
	〈 5,000	1	-0.1903	0.1869	1.04		
	〈 8,000	1	-0.1903	0.1869	0.06		
	≥ 8,000	0	0.0000	0.0000	.		
Dispersion		1	0.9610	0.1023			
Deviance		990	958.28				
Log Likelihood			-689.55				
AIC			2,815.17				
BIC			2,893.78				

Source: Online Web Survey, Hankook Research.

보험소비자와 정기적인 보험설계사 관계 형태에 따른 손해보험 가입 건수를 보면, “종교단체·사회단체에서의 관계” 〉 “가족·친지 관계” 〉 “사업적인 거래 관계” 〉 “단순한 보험설계사와 고객관계” 〉 “친구·지인 관계” 〉 “상당히 신뢰하는 보험설계사와 고객관계” 〉 “거래 설계사 없음”의 순이었다. 손해보험 가입 건수는 생명보험과는 다른 양상으로 “상당히 신뢰하는 보험설계사”와의 관계가 손해보험의 큰 성과에는 연결되지 않고 있음을 알 수 있다. 손해보험에서는 신뢰하는 거래 보험설계사가 있을지라도 그 영향은 크지 않음을 알 수 있다.

손해보험은 생명보험과 달리 보험기간이 단기이므로 보험기간 만료 시 보험설계사와의 신뢰도보다는 사회적 관계유지를 위해 보험을 선택하는 경향이 있다고 해석할 수 있다.

세부적으로 살펴보면, “거래하는 설계사가 없음” 대비 “종교단체·사회단체에서의 관계” $e^{0.8887}$=2.43배, “가족·친지 관계”는 $e^{0.7008}$=2.02배, “사업적인 거래 관계”는 $e^{0.5738}$=1.77배, “단순한 보험설계사와 고객관계” $e^{0.5738}$=1.70배, “친구·지인 관계” $e^{0.5004}$=1.65배, “상당히 신뢰하는 보험설계사와 고객관계” $e^{0.4202}$=1.52배 순으로 나타났다.

연령은 30대 이하가 60대 이상 대비 손해보험 가입 건수가 $e^{0.5135}$=1.67배 높으며, 연령이 낮을수록 손해보험 가입 건수는 증가함을 보여주고 있다. 연소득은 8,000만 원 대비 2,000만 원 미만의 손해보험 가입 건수는 $e^{-0.3753}$=0.69배이며 연소득이 많을수록 손해보험 가입 건수는 높아지는 경향을 보인다.

Ⅳ. 결론

본 연구는 보험소비자와 거래 설계사와의 관계 형태가 보험회사의 주요 성과결과인 생명보험 가입 건수와 손해보험 가입 건수에 어떠한 영향을 주는지를 음이항회귀모형을 통해 분석하였다. 생명보험 가입 건수에 영향을 주는 변수로는 보험소비자와 정기적인 보험설계사 관계 형태이며, 다음으로 연소득, 직업, 성별, 결혼 유무, 세대주 유무의 순이었으며, 손해보험 가입 건수는 결혼 유무, 보험소비자와 정기적인 보험설계사 관계 형태, 연령, 연소득 순으로 영향을 크게 주었다.

보험소비자와 거래 설계사와의 관계 형태는 모두 생명보험가입 건수와 손해보험가입 건수에 영향을 주는 주요 요인변수로 드러났지만 그 내용은 크게 다른 결과를 보였다. 생명보험 가입 건수에는 보험소비자와 거래 설계사와의 관계 형태가 가장 중요한 변수이며 거래 설계사와의 신뢰관계, 사업적인 관계가 가장 중요한 영향을 미쳤다. 그러나 손해보험 가입 건수에는 결혼 유무가 가장 중요한 변수이며 다음으로 보험소비자와 거래 설계사와의 관계 형태가 중요한 변수였다. 손해보험 가입 건수는 생명보험과는 다른 양상으로 “상당히 신뢰하는 보험설계사”와의 관계가 손해보험의 큰 성과에는 연결되지 않고 있음을 알 수 있다. 손해보험에서는 신뢰하는 거래 보험설계사가 있을지라도 그 영향은 크지 않으며 오히려 종교/사회단체, 가족/친척관계, 사업적 관계가 손해보험 가입 건수에 크게 영향을 주는 것으로 나타났다.

손해보험은 재산상의 손해보상 성격이 강하므로 결혼을 통한 공동의 재산형성이 영향을 미쳐 결혼 유무가 중요한 변수로 작용한다고 해석할 수 있다. 또한 안철경·권오경(2009)의 연구에서도 언급되었듯이 손해보험은 생명보험에 비해 상대적으로 보험료가 저렴하고 단기적 성격이 강하여 설계사와의 관계보다는 종교/사회단체, 가족/친척관계, 사업적 관계 등 사회적 관계를 유지하는 수단의 하나로 사용된다고 볼 수 있어 생명보험은 설계사의 역량이 중요한 반면 손해보험은 설계사의 수가 중요하다고 할 수 있다.

소비자들은 어떤 상품을 구매할 것인지에 대한 조언, 보장내용의 설명, 보험금 지급 시 도움 제공 등에 대해서는 대면채널이 비대면 채널에 비해 우위를 가지고 있는 것으로 인식(변혜원, 2012)하고 있고, 보험가입자의 계약결정권을 가진 주 연령은 40대 이상으로 기계보다는 사람과 소통하는 것을 더 편리하게 인식하고 있다. 또한 위기상황 시 채널의 신뢰성

이 중요해질 수 있는데, 이때 전속대면채널이 보험회사에 유리(김석영·이선주, 2016)하며, 보험계약 정보수집 단계에서는 인터넷을 이용하지만 실제 계약체결 단계에서는 설계사를 이용한다(박복희·전희주, 2017; 황진태·박선영, 2013)는 선행연구들과, 실무적 현상으로 금융위기 이후 미국은 연납화 보험료 기준 전속채널의 비중이 4~5%P 증가하였다. 또한 2016년 생명보험 업계의 전속설계사 영업 실적이 -13% 감소하고 저마다 온라인보험과 같은 비대면 채널을 확대하며 변화를 꾀하는 상황에서 설계사 조직에 기반을 두고 있는 메트라이프생명은 785억 원의 당기순이익을 내며 18년 연속 흑자경영을 달성하였다.

생명보험은 설계사 채널이 여전히 강력한 판매채널이지만 인구 고령화로 고연령층이 새로운 고객으로 등장함에 따라 고객 눈높이에 맞춘 설계사 조직, 재무 설계나 건강관리 같은 차별화된 서비스를 제공하는 설계사 조직의 운영이 필요하며 설계사의 수보다는 역량이 집중된 설계사의 질이 회사의 경쟁력을 좌우할 것이다. 반면 손해보험은 설계사와 고객의 신뢰관계보다 종교·사회단체, 가족·친척 등 관계 지향적 계약특성을 가지고 있으므로 사회관계망을 넓힐 수 있는 설계사 수가 중요하다고 할 수 있다.

이번 연구에서 첫째, 정기적으로 거래하는 설계사가 있는 경우와 그렇지 않은 경우의 가입 건수, 납입보험료, 가입상품의 다양성에 대한 검증을 통해서 지속적으로 거래하는 설계사가 있는 경우 교차판매와 상향판매가 활발히 이루어지고 있는 것을 확인하였다.

둘째, 설계사와 정기적으로 거래하고 있는 경우 설계사에 대한 신뢰도, 조언의 신뢰도, 재구매의향, 추천의향, 지속적거래 유지의향 등을 확인하였고, 이 결과를 바탕으로 거래 설계사와의 관계수준은 60% 정도라고 볼 수 있다.

셋째, 정기적으로 거래하는 설계사와의 관계에 따른 보험소비분석을 통하여 정기적으로 거래하는 설계사가 있으며 설계사와의 관계형성이 잘 되어 있는 경우 그렇지 않은 경우보다 더 많은 계약을 하고 더 많은 보험료를 지출할 것으로 생각하였으나 신뢰도, 조언에 대한 신뢰도, 재구매의향, 추천의향, 지속적관계유지 등 모든 항목에서 설계사와의 관계수준이 보험가입 건수와 보험료 지출에 영향을 미치지 않음을 확인 하였다.

설계사와 고객의 관계수준을 확인하는 깊이 있는 연구와 관계수준이 더 높아진다면 보험가입 건수와 납입보험료에 영향은 어느 정도인지, 고객과 설계사의 관계를 더 오랫동안 견고하게 유지해 나갈 수 있는 구체적인 방법은 무엇인지에 대한 추후 연구가 필요하다고 하겠다.

참고문헌

김민정·곽민주·박영미·이하나, “보험서비스에서의 전환경험과 보험서비스시장에 대한 소비자시장평가”, **소비자문제연구**, 제47권3호, 2016, pp. 77-112.

(Translated in English) M. J. Kim, M. J. Kwak, Y. M. Park and H. N. Lee, “Switching Experience and Consumer Market Evaluation of Insurance Services”, *Consumer Problem Research*, Vol. 47(3), 2016, pp. 77-112.

김석영·이선주, “인공지능 알파고(AlphaGo)와 보험 산업의 미래”, **KIRI 리포트 이슈분석**, 제375호, 2016.

(Translated in English) S. Y. Kim and S. J. Lee, “Artificial Intelligence Alpha Go and The Future of The Insurance Industry”, *KIRI Report Issue Analysis*, Vol. 375, 2016.

_____, “전속설계사채널의 향후 전망과 시사점”, **KIRI 리포트 포커스**, 제393호, 2016.

(Translated in English) S. Y. Kim and S. J. Lee, “Future prospects and implications of exclusive designers channel”, *KIRI Report focus,* Vol. 393, 2016.

박균성·하규수, “생명보험사의 서비스품질이 보험 상품 재구매의도에 미치는 영향에 관한 연구”, **벤처창업연구**, 제11권 4호, 2016, pp. 227-236.

(Translated in English) K. S. Park and K. S. Ha, “A Study of the Effect of Service Quality Factors Affecting Repurchase Intention in Life Insurance Services”, *Asia-Pacific Journal of Business Venturing and Entrepreneurship*, Vol. 119(4), pp.227-236.

박복희·전희주, “보험소비자의 구매의사결정과정 분석에 따른 보험마케팅 전략”, **보험학회지**, 제109호, 2017, pp. 1-42.

(Translated in English) B. H. Park and H. Chun, “The preference of

consumers for channel in saving insurance & coverage insurance: Based on the decision making process for purchase", *Korean insurance journal*, Vol. 109, 2017, pp. 1-42.

박소정·박지윤, "인슈어테크 혁명: 현황 점검 및 과제 고찰", **KIRI 연구보고서**, 2017, p. 96.

(Translated in English) S. J. Park and J. Y, Park, "InsurTech Innovation: the Current and the Future", *KIRI Research Report,* 2017, P.96.

박정희, "2012년 일본 생명보험 설문조사 결과 및 시사점", **KIRI 리포트 이슈분석**, 제208호, 2012.

(Translated in English) J. H. Park, "2012 Japan Life Insurance Survey Results and Implications", *KIRI Report Issue Analysis*, Vol. 208, 2012.

_____, "고령층 보험시장의 성장 가능성과 판매채널의 역할", **KIRI 리포트 이슈분석,** 제293호, 2014.

(Translated in English) J. H. Park, "Growth potential of the aged insurance market and role of sales channels", *KIRI Report Issue Analysis*, Vol. 293, 2014.

변혜원, "저성장·저금리 환경 하에서 보험회사의 판매전략", **KIRI 리포트 포커스**, 제209호, 2012.

(Translated in English) H. W. Byeon, "Insurance company's sales strategy in low growth and low interest environment", *KIRI Report focus,* Vol. 209, 2012.

생명보험협회, 생명보험성향조사.

(Translated in English) Korea Life Insurance Association, Life Insurance Trend Survey.

안철경, "보험 판매자의 고객지향성, 전문성 및 개별적 특성이 판매성과에 미치는 영향", **보험학회지**, 제82집, 2009. pp. 1-31.

(Translated in English) C. K. Ahn, "The Effects of the Insurance Sellers' Customer Orientation, Professionalism and Individual Characteristics on Sales Performance", Korean insurance journal, Vol. 82, 2009, pp. 1-32.

_____, "판매채널 변화에 따른 보험회사 대응전략", **KIRI 보고서**, 2009.

(Translated in English) C. K. Ahn, "Insurance company response strategy based on change of sales channel" *KIRI Report*, 2009.

안철경·권오경, "보험소비자의 충성도에 영향을 미치는 요인 연구", **보험금융연구**, 제20권 1호, 2009.

(Translated in English) C. K. Ahn and O. K. Kwon, "Factors Affecting the Loyalty of Insurance Consumers", *Journal of Insurance and Finance*, vol. 20(1), 2009, pp. 125-142.

이현복, "보험설계사 역량이 보험회사 평판에 미치는 영향", **FP학회지**, 제8권 4호, 2015.

(Translated in English) H. B. Lee, "The Impact of Insurance Salesperson's Competence on Reputation of Insurance Company", *Financial Planning Review*, Vol. 8(4). 2015, pp. 125-142.

전희주·안철경, "음이항회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과", **보험금융연구**, 제23권 4호, 2012, pp. 29-60.

(Translated in English) H. Chun and C. K. Ahn, "A Study on Organizational Outcome of Life Insurance Solicitors Using Negative Binomial Regression Model", *Journal of Insurance and Finance,* vol. 23(4), 2012, pp. 29-60.

정덕화, "보험서비스에서 고객만족과 전환 장벽이 고객유지와 구전의도에 미치는 영향", **한국콘텐츠학회**, 제10권 7호, 2010, pp. 344-354.

(Translated in English) D. H. Jeong, "Impact of customer satisfaction and switching barriers on customer retention and word-of-mouth

intentions in insurance services", *The Korea Contents Association,* Vol. 10(7), 2010, pp. 344-354.

주영혁·김덕출·박성식, "보험 산업에서 고객유지와 추가구매 영향요인에 대한 연구", **한성대학교 사회과학연구원 사회과학논집**, 제24집 2호, 2011, pp. 105-120.

(Translated in English) Y. H. Ju, D. C. KIm, and S. S. Park, "Study on customer retention and additional purchase influence factors in insurance industry", *Journal of social sciences* Vol. 24(2), hansung university, 2011, pp. 105-120.

지범하·박준민, "보험 산업에서 윤리적 판매행동의 조절효과에 관한 실증연구: 서비스품질-만족도-충성도 간의 관계", **보험학회지**, 107권, 한국보험학회, 2016, pp. 197-228.

(Translated in English) B. H. Jee and J. M. Park, "The Moderating Effect of Ethical Sales Behavior on the Linkage of Service Quality - Purchase Satisfaction - Consumer Loyalty in Insurance Industry", *Korean Insurance Journal*, Vol. 107, Korean Insurance Academic Society, 2016, pp. 197-228.

통계청(http://kosis.kr), 국내통계/주제별통계/인구·가구/장래가구추계.

(Translated in English) Statistics Korea homepage(http://kosis.kr), Future household budget.

허경옥·정주연, "소비자의 보험 상품 구매행동 및 판매서비스에 대한 만족도에의 영향요인 분석", **FP학회지**, 제9권 4호, 2016, pp. 231-262.

(Translated in English) K. O. Huh and J. Y. Jung, "Analysis of the Factors Influencing Consumer Satisfaction on Consumer's Purchase of Insurance Behavior and Insurance Sale Service", *Financial Planning Review* Vol. 9(4). 2016, pp. 231-262.

허영수·최철재, "생명보험서비스의 브랜드 이미지, 브랜드 친숙도, 브랜드 지식, 지각된 위험, 신뢰, 구매의도 간 구조적 인과관계와 지각된 위험의 매개역할", **대한경영**

학회지, 제29권 8호, 2016, pp. 1285-1311.

(Translated in English) Y. S. Heo and C. J. Choe, "The role of life insurance service brand image, brand familiarity, brand knowledge, perceived risk, trust, purchase intention, structural causality and perceived risk", *Korean Journal of Business Administration* Vol. 29(8), 2016, pp. 1285-1311.

황진태·박선영, "글로벌 보험판매채널의 믹스전략과 시사점", **KIRI 보험동향**, 67호, 2013.

(Translated in English) J, T. and S. Y. Park, "Mix Strategy and Implications of Global Insurance Sales Channels", *KIRI Insurance Trend*, 2013. Vol.67.

Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., "Regression Analysis of Count Data", *Cambridge University Press*, Cambridge, 1998.

Cox, D. R., "Some remarks on Overdispersion", *Biometrika*, Vol. 70, 1983, pp. 497-505.

Greenwood, M., and Yule, G. U., "An Inquiry into the Nature of Frequency Distributions of Multiple Happenings, with Particular Reference to the Occurrence of Multiple Attacks of Disease of Repeated Accidents", *Journal of the Royal Statistical Society A*, Vol. 83, 1920, pp. 255-279.

Gurmu, S., "Tests for Detecting Overdispersion in the Positive Poisson Regression Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, 1991, pp. 215-222.

Reichheld, F. F. and Schefter, P., "E-Loyalty Your Secret Weapon on the Web", *Harvard Business Review*, 78(4), 2000, pp.105-113.

Singh, J. and Sirdeshmukh, D., "Agency and trust mechanisms in

consumer satisfaction and loyalty judgments". *Journal of Academy of Marketing Science*, 28(1), 2000, pp. 150-167.

Abstract

This study analyzes the effect of the relationship between the insurance consumer and the solicitor on the number of contracts for life insurance and property insurance, which are the main results of insurance companies, using the negative binomial regression model. The variables affecting the number of life insurance contracts were trading relationships between insurance customer and solicitor, followed by annual income, job, sex, marriage, and household. The number of property insurance contracts was largely influenced by marriage, regular trading relationships between insurance customer and solicitor, age, and annual income.

The relationship between the insurance consumer and the solicitor was revealed as a major factor affecting the number of life and property insurance contracts. However, the contents in life insurance and property insurance was much different.

For the number of life insurance contracts, the relationship between the insurance customer and the solicitor was most influential variable and the next was such as income and job. However, the most important variable in the contracts number of property insurance is marital status, followed by the relationship between insurance customer and solicitor. As for the property insurance, it can be seen that the relationship with the "insurance agent who is highly trustworthy" does not much affect the number of contracts. In the case of property insurance, religious / social organizations, family / relative relationships, and business relationships were found to have more influential impact on the number of contracts.

※ Keywords: insurance planner, the number of insurance contracts, negative binomial regression model, Poisson regression model.