

## 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 하우스만 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<sup>1)</sup>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 손해를 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 계약자의 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, 인구 사회적 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 조사 대상 개체(국가, 기업, 가구, 개인)들로부터 여러 시점에 거쳐 반복적으로 수집한 패널 자료<sup>4)</sup>로 나뉜다. 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(시장이 자율이 상승하여 보험상품을 유지하는 것보다 다른 금융자산에 투자하는 것이 좀 더 이득이 되는 경우 보험계약을 해약하므로 해약률이 증가한다), 그리고 인플레이션가설(소비자 물가 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 실증 분석하였다. 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 고수의 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, 소비자물가 상승률 등 연구된 독립변수 모두가 통계적으로 유의하며 모형의 설명력도 높은 것으로 나타났다.

정세창·오승철(2009)은 1995년부터 2008년까지의 데이터를 이용하여 경제변수(명목 국민총생산, 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 이자율 가설을 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 생사 혼합보험과 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, 벡터오차수정 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 민원비용, 고지 및 통지의무 위반관련 민원비용이 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 보험계약 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 지출 규모, 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.

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

$$Y^* = X\beta + \epsilon \quad (1)$$

(1)에서  $X$ 는 해약 결정에 영향을 주는 설명변수 벡터이고,  $\beta$ 는 추정계수 벡터,  $\epsilon$ 는 오차항이다. 그리고 관측된(observed) 2진변수  $Y$ 와  $Y$ 가 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.

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

(2)에서 함수  $F$ 는 0을 중심으로 대칭적인 확률분포의 누적분포함수(c.d.f)이다. 오차항  $\epsilon$ 가 표준정규분포를 따른다면 프로빗모형이 되고 로지스틱 분포를 따른다면 로지스틱모형이 된다.<sup>5)</sup>

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.

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

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

(3)에서  $Y_{it}$ 는 종속변수로서 개인  $i$ 의  $t$ 시점에서의 해약 여부(해약 1, 비해약 0)를 의미하고,  $X_{it}$ 는 개인  $i$ 의  $t$ 번째 시점에서의 해약 결정에 영향을 주는 설명변수 벡터,  $\beta$ 는 추정계수 벡터이다. 위 모형은 두 개의 오차항으로 구성되어 있는데,  $u_i$ 는  $i$ 번째 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  $u_i$ 를 추정해야할 모수(parameter)로 간주하나, 확률효과 모형은 오차항  $u_i$ 이 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  $\beta$ 는 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  $\beta$ 추정치를 얻을 수 있다는 장점이 있지만,  $cov(x_{it}, u_i) = 0$ 이 성립하여야 일치추정량이 된다.<sup>6)</sup>

### 3. 변수구분 및 분석방법

본 연구에서의 분석방법은 다음과 같다. 분석에 포함된 보험 계약자와 비계약자 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 <sup>2</sup>	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	In_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 하우스만(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 (5.1)	185 (3.8)	213 (4.3)	189 (4.0)	193 (4.2)	309 (6.7)
	Male (%)	232 (5.2)	196 (4.4)	187 (4.1)	185 (4.4)	184 (4.4)	284 (6.8)
Age, Age <sup>2</sup>	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 (5.5)	215 (4.6)	193 (4.1)	224 (5.1)	191 (4.4)	304 (7.0)
	Have (%)	224 (4.8)	166 (3.5)	207 (4.4)	150 (3.3)	186 (4.1)	289 (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 하우스만(Hausman) 검정을 단계적으로 실시하여 연구모형을 결정한다.<sup>7)</sup> 둘째, 모형의 기본적인 적합성을 검증하고자 우도비(LR) 검정을 시행한다. 셋째, 독립변수 상호간 다중공성선 발생 여부를 점검하기 위해 VIF를 확인하였다.

7) 하우스만 검정을 통해 통합(Pooled)로지스틱 대 패널로지스틱과 고정효과모형 대 확률효과 모형을 검증한다. 하우스만 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 분석모형을 결정하고자 하우스만 검정을 시행하여 통합로지스틱모형과 패널로지스틱모형에 대해 “고정효과가 존재하지 않는다”라는 귀무가설을 검정한다. Wald  $\chi^2$ 을 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  $x_{it}$ 과  $u_i$ 의 공분산이 0일 것이라는 가정이고, 대립가설은  $x_{it}$ 과  $u_i$ 간 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.<sup>8)</sup> 고정효과모형(FE)과 확률효과모형(RE)에 대한 하우스만 검정 결과, 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 고정효과모형(FE)이 적합한 것으로 확인되었다.

하우스만 검정을 통해 결정된 고정효과모형(FE)에 대한 우도비(LR) 검정을 실시한 결과, 1% 유의수준에서 귀무가설( $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ )이 기각되어 적어도 1개 이상의  $\beta$ 는 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 VIF 값 10에 미달하므로 다중공선성 문제가 없는 것으로 나타났다.<sup>9)</sup>

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<sup>10)</sup>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( $\beta$ )	estimate( $\beta$ )	odds ratio
Age	-0.187**	-0.225***	0.799
Age <sup>2</sup>	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<sup>11)</sup>을 분석한 결과는 다음과 같다.

인구사회적요인에서 연령은 제3보험의 해약에 부(-)의 영향( $\beta=-0.225$ )이 있었고, 연령이 1세 증가할 때 해약가능성은 0.799배로 나타났다. 연령과 해약 여부의 관계를 모형의 비선형효과(quadratic effect)를 통해 검토<sup>12)</sup>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( $\beta=-0.721$ )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( $\beta=-0.811$ )이 있었고, 다른 업종에 비해 해약가능성은 0.444배로 나타났다. 또한 교육서비스 업종은 제3보험 해약에 부(-)의 영향( $\beta=-1.188$ )이 있었고, 다른 업종에 비해 해약가능성은 0.305배로 나타났다. 비정규직은 제3보험의 해약에 정(+)의 영향( $\beta=0.199$ )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( $\beta=-0.960$ )이 있었고, 가구주가 아닌 경우에 비해 가구주의 경우 해약가능성은 0.383배로 나타났다.

보험가입특성에서 보험계약건수는 제3보험의 해약에 정(+)의 영향( $\beta=1.360$ )이 있었고, 보험계약건수가 1단위 증가할 때 해약가능성이 3.897배로 나타났다. 연간납입보험료는 본 연구에서 처음으로 사용된 독립변수인데, 연간납입보험료의 증가는 제3보험의 해약에 정(+)의 영향( $\beta=0.118$ )이 있었고, 연간납입보험료가 1% 증가할 때 해약가능성은 1.125배로 나타났다.<sup>13)</sup>

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

12) 일반적인 선형모형은 독립변수의 변화가 종속변수에 비례적인 영향을 미친다는 가정을 전제 하는데, 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,  $Y_i = \beta_1 + \beta_2 A_i + \beta_3 A_i^2$ 에서 연령에 대한 한계효과  $\frac{\partial E(Y_i)}{\partial A_i} = \beta_2 + 2\beta_3 A_i$ 로 상수가 아닌 2차의 비선형효과를 나타낸다(남준우·이한식(2007), p. 157, p. 207).

건강상태에서 개인지출의료비의 지출은 제3보험의 해약에 부(-)의 영향( $\beta=-0.098$ )이 있었고, 개인지출의료비가 1% 증가할 때 해약가능성은 0.907배로 나타났다.<sup>14)</sup> 입원경험은 제3보험의 해약에 정(+)의 영향( $\beta=0.364$ )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 취약할 수 있다고 해석된다. 그리고 업종별로 해약가능성이 달라진다는 점에서 피보험자의 업종별로 위험도를 달리 측정하여 위험군별로 언더라이팅을 하고, 직업변경에 따른 통지 의무를 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  $\beta$ 가 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. 결론

민영보험 해약에 대한 선행연구는 대부분 보험회사의 재무건전성 강화 측면이나, 공적 보험의 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 의사 결정권이 있는 가구주와 연간납입보험료를 보험계약에 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 될 것 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 계약률의 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·이영중·옥주영, **우체국보험 계약요인에 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”, **승실대학교 석사학위논문**, 2012년12월.

(Translated in English) Wangi Chae, *An empirical study on the determinants 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

