



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

博士學位 請求論文

指導教授 李 恒 碩

실손의료보험의
계약자행동과 위험등급화:
역선택과 역유지

成均館大學校 一般大學院

數學科

應用數學 專攻

李 慶 娥

博
士
學
位
請
求
論
文

실
손
의
료
보
험
의
계
약
자
행
동
과
위
험
등
급
화
:
역
선
태
과
역
유
지

2
0
1
9

李
慶
娥

博士學位 請求論文

指導教授 李 恒 碩

실손의료보험의
계약자행동과 위험등급화:
역선택과 역유지

Policyholder Dynamics and Risk Classification
in the Korean Private Health Insurance:
Adverse Selection and Adverse Retention

成均館大學校 一般大學院

數 學 科

應用數學 專攻

李 慶 娥

博士學位 請求論文

指導教授 李 恒 碩

실손의료보험의
계약자 행동과 위험등급화:
역선택과 역유지

Policyholder Dynamics and Risk Classification
in the Korean Private Health Insurance:
Adverse Selection and Adverse Retention

이 論文을 理學 博士學位請求論文으로 提出합니다.

2018 年 10 月 日

成均館大學校 一般大學院

數 學 科

應用數學 專攻

李 慶 娥

이 論文을 李慶娥의 理學
博士學位 論文으로 認定함

2018 年 12 月 日

審査委員長

審査委員

審査委員

審査委員

審査委員

목 차

제1장 서론	1
1. 연구목적	1
2. 연구방법	2
제2장 역선택과 보험료차등화	5
1. 연구배경과 선행연구	5
가. 연구배경	6
나. 선행연구	7
2. 손해율 상승과 역선택	9
가. 손해율 상승	9
나. 역선택下 계약자행동	11
다. 역선택의 비효율성	14
3. 보험료차등화	17
가. 정보비대칭下 분리균형	17
나. 보험료차등화 기대효과	20
1) 역선택 완화	20
2) 저위험군 계약자 보호	21
4. 실증분석	23
가. 신뢰도이론	23
1) 신뢰도계수	23
2) 신뢰도보험료	27

나. 자료	29
다. 분석결과	30
1) 지급건수·지급금	30
2) 신뢰도계수	32
3) 신뢰도보험료	34
5. 소 결	36

제3장 계약자실적과 위험등급화 39

1. 연구배경과 선행연구	39
가. 연구배경	40
나. 선행연구	41
2. 상품구조 변경과 계약자행동	42
가. 상품구조 변경	42
나. 추가형 상품구조下 계약자행동	42
3. 위험등급화와 계약자 실적정보	46
가. 위험등급화	46
나. 계약자 실적정보	49
1) 베이지언 프리미엄	49
2) 사후적 요율산정	50
4. 실증분석	52
가. 일반화선형모형	52
나. 자료	54
다. 분석결과	55
1) 요율변수 검증	55
2) 계약자 실적변수 검증	61

3) 실제 빈도와 계약자실적반영 빈도	66
5. 소 결	67
제4장 역유지와 해약률	69
1. 연구배경과 선행연구	69
가. 연구배경	70
나. 선행연구	72
2. 계약자 특성별 해약률	74
가. 범주별 계약자 분포	75
1) 요율변수	75
2) 보험금 청구실적	75
3) 선택담보	76
나. 선택담보별 청구실적과 해약률	78
다. 선택담보별 빈도·심도	80
3. 역유지	83
4. 실증분석	87
가. 로지스틱선행모형	87
나. 자료	88
다. 분석결과	89
1) 요율변수	89
2) 경과년수	91
3) 보험금 청구실적	93
4) 선택담보	95
5. 소 결	101
제5장 결 론	102

참 고 문 헌	105
부 록	109
ABSTRACT	113

표 목 차

<표 2-1> 실손의료보험 보장영역	9
<표 2-2> 국민건강보험 요소별 기여도	10
<표 2-3> 사전적 계약자 분포와 계약자 이동	12
<표 2-4> 계약자 이동과 사후적 계약자 분포	13
<표 2-5> 별만신뢰도 추정량	26
<표 2-6> 신뢰도보험료 산출식	26
<표 2-7> 기대지급청구건수	29
<표 2-8> 자료[1]	29
<표 2-9> 분석결과 요약: VHM, k , Z	34
<표 2-10> 신뢰도보험료 상대도	35
<표 3-1> 계약자선택별 위험률과 보장수준	43
<표 3-2> 지수족 연결함수와 분산함수	53
<표 3-3> 자료[2]	54
<표 3-4> 추정결과[1]: 사전적 빈도	56
<표 3-5> 사전적 빈도 상대도	57
<표 3-6> 모형선택값[1]: 포아송·음이항분포	58
<표 3-7> 사전적 심도 상대도	60
<표 3-8> 모형선택값[2]: 사전적·사후적 빈도	62
<표 3-9> 추정결과[2]: 사후적 빈도	63
<표 3-10> 사전적·사후적 빈도 상대도	64
<표 3-11> 사전적·사후적 심도 상대도	65
<표 3-12> 계약자실적반영 빈도 추정치	67

<표 4-1> 효율변수 범주별 계약자비중	75
<표 4-2> 선택담보별 가입비중	77
<표 4-3> 무청구자·청구자 집단의 선택담보별 청구율	78
<표 4-4> 무청구자·청구자 집단의 선택담보별 해약률	79
<표 4-5> 유지·해약 집단의 선택담보별 빈도·심도	81
<표 4-6> 분할표: 집단별 구성비율	82
<표 4-7> 계약자 구성비율 변동 시 보험료를 변동	83
<표 4-8> 유지(stayers)·이동(movers) 계약자 집단별 평균지급금	84
<표 4-9> 역선택과 역유지의 재무적 효과	85
<표 4-10> 자료[3]	88
<표 4-11> 추정결과[3]: 효율변수	90
<표 4-12> 해약률 추정치: 효율변수	91
<표 4-13> 추정결과[4]: 경과년수	92
<표 4-14> 추정결과[5]: 청구실적	93
<표 4-15> 해약률 추정치: 청구실적	94
<표 4-16> 추정결과[6]: 선택담보	96
<표 4-17> 선택담보별 비교	97
<표 4-18> 모형선택값[3]: 전체변수	98
<표 4-19> 모형선택값[4]: 교호항	99
<표 4-20> 추정결과[7]: 전체변수	100
<부록표 1> 사전적 빈도: 음이항분포	109
<부록표 2> 사전적 심도: 효율변수	110
<부록표 3> 사후적 빈도: 지급금액	111
<부록표 4> 사후적 심도: 지급건수	112

그 립 목 차

<그림 2-1> 실손의료보험 손해율	9
<그림 2-2> 지급률과 지급건당 보험금	10
<그림 2-3> 보험의 수요공급곡선	15
<그림 2-4> 역선택으로 인한 시장축소	15
<그림 2-5> 완전정보下 단일균형	18
<그림 2-6> 완전정보下 분리균형	18
<그림 2-7> 불완전정보下 단일균형 불성립	19
<그림 2-8> 불완전정보下 분리균형 성립	19
<그림 2-9> 위험회피자 효용곡선	22
<그림 2-10> 보험금 청구실적별 계약자 구성	22
<그림 2-11> Process Variance와 Variance of Hypothetical Mean	25
<그림 2-12> 보험금수령자 비율	30
<그림 2-13> 지급률	31
<그림 2-14> 건당지급금	31
<그림 2-15> 지급건수 표준편차: 질병·상해	31
<그림 2-16> 지급금 표준편차: 질병·상해	31
<그림 2-17> 지급건수 변동계수: 질병·상해	32
<그림 2-18> 지급금 변동계수: 질병·상해	32
<그림 2-19> $VHM(a)$	33
<그림 2-20> $EPV(v)$	33
<그림 2-21> 비율 k	33
<그림 2-22> 신뢰도계수	33

<그림 3-1> 실손의료보험 상품규정 개정	42
<그림 3-2> 정보대칭下 로렌즈곡선	45
<그림 3-3> 정보비대칭下 로렌즈곡선	45
<그림 3-3> 사전적·사후적 위험	51
<그림 4-1> 실손 가입률·경제활동참가율	71
<그림 4-2> 건강보험 보장성 강화방안	71
<그림 4-3> 계약자 집단별 범주	76
<그림 4-4> 경과년수별 해약률	92
<그림 4-5> 경과년수별 계약비중	92
<그림 4-6> 무청구년수별 해약률	95
<그림 4-7> 무청구년수별 계약비중	95

논문 요약

실손의료보험의 계약자 행동과 위험등급화: 역선택과 역유지

실손의료보험은 비급여 의료비에 대한 보장을 제공하며 국민의료복지체계의 주요축으로 급속히 성장해왔다. 하지만 가파른 손해율 상승으로 보험료 인상이 지속되며 실손의료보험의 제도적 지속성에 대한 문제의식 또한 점증되어 왔다. 손해율 상승의 원인은 비급여 의료비를 보장하는 실손의료보험의 상품특성상 계약자간 위험수준의 편차가 커 역선택이 야기되기 때문이다. 계약자별 위험특성의 편차가 커도 계속해서 단일보험료 체계를 고수한다면 계약자간 형평성이 훼손되고 경제적 유인에 의한 가입자 이동이 야기되어 손해율 상승은 지속될 것이다. 역선택에 의한 실손의료보험의 구조적 손해율 상승을 완화하기 위해서는 위험수준별 보험료 차등화가 필요하다.

제2장은 신뢰도이론을 적용하여 실손의료보험 시장의 위험이질성이 증가하고 있음을 보이고 이를 완화하는 방안으로 보험료 차등화의 필요성을 주장하였다. 신뢰도이론은 경험정보(계약자 실적정보)가 계약자의 숨겨진 위험특성을 가장 잘 반영한다는 베이지언 접근법에 입각한 효율산정 방법이다. 분석결과, 지난 십여 년간 질병의 신뢰도계수는 지속적으로 상승한 반면 상해의 신뢰도계수는 소폭 상승하였다. 신뢰도계수가 크다는 것은 효율산정 시 등급요율에 대한 비율보다 계약자별 경험자료의 비중이 커야 함을 의미한다. 질병 신뢰도계수의 상승은 위험집단 내 계약자간 위험이질성이 커지면서 전체 분산을 증가시키는 작용을 하였기 때문이다. 신뢰도계수의 증가를 통해 실손의료보험 질병담보에 대한 보험료 차등화의 필요성을 확인할 수 있었다.

제3장은 실제 실손의료보험의 계약자별 계약자료와 보험금 지급자료를 이용해 현재 요율변수에 계약자실적 변수가 포함될 경우의 요율변수별 위험상대도를 분석한 것이다. 현재 실손의료보험의 법적 요율변수는 성별, 연령, 상해급수이다. 비급여 의료비를 보장하는 실손의료보험에 이처럼 제한적인 요율변수만을 허용하는 것은 역선택을 심화시켜 구조적인 손해율 상승과 보험료 인상을 야기할 수 있다. 손해율 상승을 억제하기 위한 방안으로 상품구조가 기본형과 특약형으로 개편되었지만 역선택의 근본적인 원인인 정보비대칭이 완화되지 않는 한 당면한 문제점은 해결될 수 없다. 이에 계약자별 위험특성을 보다 잘 설명할 수 있는 자료로서 계약자의 보험금 지급실적을 반영하였으며 실증분석 결과 계약자의 보험금 지급자료가 정보적 가치가 있음을 확인하였다.

보험금 지급실적 자료는 계약자의 관찰·비관찰 위험특성이 모두 반영되어 사후적으로 확정된 정보로 한정적인 요율변수가 포함하지 못하는 계약자 특성을 보다 잘 반영할 수 있다. 보험금 지급실적 자료의 유의성 검증을 위해 요율산정 시 사용되는 일반화선형모형을 사용하였다. 검증절차는 일차적으로 현재 요율변수의 유의성을 실증분석을 통하여 확인한 뒤 현재 요율변수에 과거 계약자별 보험금 지급실적을 포함한 결과를 비교하는 방식으로 이루어졌다. 분석결과, 과거실적 변수가 통계적으로 유의하며 요율변수만을 반영할 시의 위험상대도와 비교해 정보효과를 갖는다는 점을 확인하였다.

제4장은 해약률에 영향을 미치는 계약자특성 및 상품특성을 확인하고 실손의료보험 시장에 해약단계의 역선택인 역유지(adverse retention) 현상이 있음을 상술하였다. 역유지는 고위험군일수록 계약을 유지하려 하고 저위험군일수록 계약을 탈퇴하려는 경향을 의미하며 역선택과 마찬가지로 반복적이고 구조적인 계약자 이동을 야기해 불리한 재무적 영향을 미친다는 점에 주목해야한다. 특히 실손의료보험 시장이 급격한 성장기를 지나 성숙단계로 진입하고 있으며 국민건강보험의 보장범위 확대와 같은 체계적 위험 요인에 직면하고 있는 현 시점에서 역유지 현상이 주는 시사점은 의미가 있다.

실제 실손의료보험의 계약자료와 청구자료를 사용해 요율변수, 선택담보, 보험금 청구실적, 경과기간과 해약률에 대한 로지스틱 분석결과, 여성, 연령 증가, 보험금 청구자, 경과년수 증가, 낮은 상해급수일수록 해약을 적게 하는 것으로 나타났다. 특히 저위험군에 해당하는 보험금 무청구자(non-claimant)군과 고위험군에 해당하는 보험금 청구자(claimant)군간 해약률 차이가 현저했는데 이는 실손의료보험 시장의 역선택이 가입 단계에서만 나타나는 것이 아니라 해약 단계에서도 존재한다는 점을 시사한다.

역유지는 역선택과 마찬가지로 저위험군 탈퇴, 고위험군 유지의 불리한 계약자 이동을 야기하며 장기적으로 반복될 경우 가입자 구성(policyholder mix)을 변동시켜 구조적 보험료 상승의 원인이 된다. 따라서 실손의료보험의 제도적 안정성 제고를 위해 저위험군 무청구자 가입자군의 계약유지 유인을 높이기 위한 제도적 미비점을 보완할 필요가 있다.

주제어 : 실손의료보험 , 계약자행동 , 위험등급화 , 역선택 , 역유지

제1장 서론

1. 연구목적

이 연구는 실손의료보험의 본원적 기능과 지속가능성에 대한 문제의식에서 출발하였다. 실손의료보험은 지난 십여 년간 국민건강보험을 제외하고 단일보험으로는 가장 높은 가입률을 지닌 민영건강보험으로 급속히 성장해왔다. 성장의 주요 요인은 의료수요의 증가라는 사회경제적 필요와 실손의료보험이 국민건강보험의 비보장 영역인 비급여 의료비를 보장하는 보완재적 기능을 수행했기 때문이다. 하지만 성장률과 더불어 손해율도 급격히 증가하며 보험료 인상이 계속되자 실손의료보험의 제도적 개선의 필요성에 대한 요구 또한 증가해왔다.

문제의 해결은 언제나 문제점에 대한 정확한 진단에서 출발해야 한다. 실손의료보험 시장의 구조적 문제점은 현재 실손의료보험의 요율산정 체계가 비급여 의료비 계약자간 위험특성 편차를 충분히 반영하지 못한다는 점에 기인한다. 보험은 공급자인 보험회사와 수요자인 계약자간 금융계약으로 공급가격은 위험집단의 평균기대손실비용에 기초하여 결정된다. 반면 수요자의 지불의사는 집단이 아닌 자신의 주관적 기대손실비용을 반영하여 결정된다. 따라서 위험집단의 기대손실 비용과 계약자의 주관적 기대손실비용 사이의 간극이 벌어지면 균형은 성립될 수 없다. 실손의료보험 시장의 가입자 이탈은 경제적 유인에 따라 합리적 의사결정자인 계약자의 선택에서 비롯되며 스스로 가장 위험수준이 낮다고 생각하는 저위험군부터 시작되고 있다.

시장참가자의 진입과 퇴출은 끊임없이 반복되는 자연스러운 과정이지만 그것이 구조적인 요인에 의한 것일 때 문제의 심각성은 매우 중대하며 제도적 차원에서 개선이 필요하다. 무엇보다 개별 계약자가 아닌 특정 속성을 공유하는 집단으로서의 계약자

이동은 반복적으로 발생하며 장기적으로 방치될 경우 시장존립의 위협 요인이 될 수 있다. 제한적 요율변수만을 반영한 실손의료보험의 위험평가방식은 계약자의 선택에 따라 의료서비스 결정에 개입이 가능한 비급여 의료비 시장참가자의 위험수준을 정확히 반영하기 어려우며 이로 인해 저위험군 계약자 집단의 이탈을 야기할 수 있다.

제한적 정보에 의한 위험평가는 정확성의 한계를 지닌다. 위험평가의 정교함을 높이기 위해서는 요율산출에 근거가 되는 정보의 양을 늘리거나 위험집단을 세분화하는 것이 필요하지만 두 가지 모두 실행에 상당한 제약성이 존재한다. 계약자실적은 정보의 충실성과 실무적 적용의 이점을 갖추었으며 계약자의 관찰 가능한 위험요소와 관찰 불가능한 위험요소를 모두 반영할 수 있어 계약자별 위험수준과 근사한 값이란 점에서 위험평가의 산출근거로 정당화될 수 있다. 아울러 계약자 실적정보 반영 시 위험집단의 세분화가 용이해져 역선택, 역유지처럼 불리한 계약자 행동유인을 낮추는데 효과가 있다.

연구가 진행되는 동안 보험업감독규정의 변경으로 단일형에서 추가형 상품구조로 바뀌는 변화가 있었다. 이는 실손의료보험의 제도적 안정성을 위해 보험료 차등화가 필요하다는 점에 대한 일차적인 사회적 공감대 형성을 보여준다는 점에서 반가운 일이나 아직도 실손의료보험 제도 전반에는 많은 미비점들이 남아 있다. 논문의 각 장은 이에 대한 제언으로 각각 가입, 유지, 해약의 전체 계약기간 동안 현 제도 하에서 나타날 수 있는 계약자 행동에 대한 이론적 검토와 실증분석을 기술하고 이러한 것들이 야기할 수 있는 구조적 문제점을 다루었다.

2. 연구방법

연구의 이론검토는 크게 경제적인 부분과 계리적인 부분으로 구성되었다. 경제적 측면에서는 보험시장의 수요·공급 특성과 역선택의 비효율성을 검토하고 역선택

으로 야기될 수 있는 실손의료보험 시장의 구조적 문제점을 상술하였다. 그리고 Rothschild·Stiglitz(1976)를 근거로 정보비대칭 하에서 위험집단이 이질적일 경우 단일보험료를 부과하는 단일균형(equilibrium)이 성립할 수 없다는 점과 기본형과 추가형의 상품구조가 RS model의 분리균형 개념에 적합하지 않으며 바뀐 상품구조 하에서도 여전히 저위험군의 보장축소 가능성의 문제가 잔재한다는 점을 지적하였다. 계리적 측면에서는 위험등급화와 요율산정의 정의와 목적을 검토하고 역선택 완화방안으로서 계약자 실적정보의 이론적 타당성에 대한 근거로 베이지언 프리미엄(Bayesian premium)을 기술하였다.

각 장별로 세 가지 실증분석이 사용되었으며 사용된 방법은 신뢰도이론(credibility theory), 일반화선형모형(generalized linear model), 로지스틱선형모형(logistic linear model)이다. 2장은 신뢰도이론을 이용해 전체 실손의료보험 시장의 위험특성을 분석한 내용이다. 신뢰도이론은 경험정보(experience information)¹⁾가 요율변수를 이용한 후에도 남아있는 계약자별 잔여이질성을 잘 반영한다는 베이지언 접근법에 입각한 요율산정 방법이다. 사용된 자료는 2007~2015년의 총괄자료로 분석결과, 질병의 신뢰도계수는 지속적으로 상승한 반면 상해의 신뢰도계수는 소폭 상승하였다. 질병 신뢰도계수의 상승은 위험집단 내 계약자간 위험이질성 정도가 커지며 전체 분산의 증가요인으로 작용하였기 때문이다. 질병 담보의 경우 평균과 표준편차가 모두 상승하였는데 이는 절대적·상대적 개념의 위험이 모두 증가하였음을 의미한다. 신뢰도계수 역시 상승하였는데 이는 계약자간 위험편차 역시 증가했음을 의미하며 이를 통해 요율산정 시 계약자실적 반영의 필요성을 확인할 수 있었다.

3장은 기본형과 추가형의 상품구조가 저위험군의 보장축소를 야기할 가능성이 있으며 계약자간 형평성을 개선하기에 충분하지 못하다는 점과 이를 완화할 수 있는 방안으로 계약자 실적정보 반영의 필요성을 피력하였다. 사용된 자료는 2015년과 2016년의 실손의료보험 계약자별 자료로 일반화선형모형을 이용해 요율변수만

1) 보험계약자별 실제 청구자료를 반영하는 정보

반영한 경우의 위험상대도와 계약자 실적정보를 포함한 경우의 위험상대도를 비교하는 방식으로 계약자실적의 정보적 가치를 기술하였다. 일반화선형모형은 기준수준(reference level) 대비 범주별 위험상대도(relativity)를 파악하기에 용이해 보험자료의 분석에 널리 사용되는 기법으로 분석결과, 계약자별 과거실적 변수가 통계적으로 유의하며 계약자실적을 반영할 경우 요율변수만 반영한 경우보다 모형적합성을 향상시킨다는 것을 알 수 있었다. 아울러 지급금액보다는 지급건수를 사용한 경우에 보다 높은 유의성을 나타냈다. 이를 토대로 계약자 실적변수의 도입이 실손의료보험의 보험료 차등화에 활용될 수 있으며 실손의료보험에도 사후적 요율산정의 필요성을 역설하였다.

4장은 계약자별 특성 및 상품별 특성에 따른 해약률의 분석이다. 사용된 자료는 2012~2016년의 실제 계약자별 자료로 로지스틱선형모형을 이용해 연령, 성별, 상해등급, 보험금 청구실적, 경과기간, 선택담보별 특성이 해약률에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 실손의료보험 해약률에 대한 정보전달을 위해 다양한 범주별 해약률을 비교분석하였다. 분석결과, 여성, 연령 증가, 보험금 청구자, 경과년수 증가, 낮은 상해급수일수록 해약을 적게 하는 것으로 나타났다. 또한 보험청구 실적에 따라 무청구자(non-claimant)와 청구자(claimant)간 해약률 격차가 상당하며 저위험군일수록 해약을 더 하고 고위험군일수록 해약을 덜 하는 역유지(adverse retention) 현상을 확인하였다. 이는 가입단계와 마찬가지로 해약단계에서도 역선택이 존재한다는 점을 시사하는 것이다. 역유지는 저위험군 탈퇴, 고위험군 유지의 계약자 이동으로 장기적으로 반복될 경우 가입 시 역선택과 마찬가지로 가입자 구성(policyholder mix)을 변동시켜 구조적 보험료 상승의 원인이 된다. 따라서 저위험군 무청구 계약자의 계약유지 유인을 높이기 위한 제도적 고심이 필요해 보인다.

제2장 역선택과 보험료 차등화

1. 연구배경과 선행연구

실손의료보험은 국민의료보험의 비보장영역인 비급여 의료비에 대한 보장을 제공하며 국민의료복지체계의 주요축으로 급속히 성장해왔다. 하지만 가파른 손해율 상승으로 보험료 인상이 지속되자 실손의료보험의 제도적 지속성에 대한 문제의식 또한 증대되어 왔다.

손해율 상승의 원인은 실손의료보험이 보장하는 비급여 의료비의 계약자별 위험특성의 편차가 커 역선택이 야기되기 때문이다. 계약자간 위험특성의 편차가 크에도 불구하고 계속해서 단일보험료를 부과한다면 계약자간 형평성이 훼손되고 경제적 유인에 따라 역선택과 역유지와 같은 가입자 이동이 지속되어 손해율이 상승하게 된다. 따라서 실손의료보험의 구조적 손해율 상승을 완화하기 위해서는 위험수준별 보험료 차등화가 필요하다.

2장은 신뢰도이론을 적용하여 실손의료보험의 위험특성에 적합한 보험료 차등화의 필요성을 실증분석한 것이다. 신뢰도이론은 경험정보가 계약자의 숨겨진 위험특성을 가장 잘 반영한다는 베이지언 접근법에 입각한 효율산정 방법이다. 분석결과, 질병의 신뢰도계수는 지속적으로 상승한 반면 상해의 신뢰도계수는 소폭 상승하였다. 신뢰도계수가 크다는 것은 효율산정 시 등급요율에 대한 비율보다 계약자별 경험자료의 비중이 커야 함을 의미한다. 질병의 신뢰도계수 상승은 위험집단 내 계약자간 위험이질성 정도가 커져 전체 분산의 증가요인으로 작용하였기 때문이다. 분석을 통해 실손의료보험 질병담보에 대한 보험료 차등화의 필요성을 확인할 수 있었다.

가. 연구배경

실손의료보험의 손해율 상승은 고령화와 의료비 지출의 증가라는 체계적 요인 외에 실손의료보험 고유의 상품특성에 기인한다. 첫째, 실손의료보험은 건강위험을 보장한다. 둘째, 실손의료보험은 비급여 의료비를 보장한다. 셋째, 실손의료보험의 상품구조가 단일형²⁾이다.

건강위험을 담보하는 의료보장 부분은 공급자와 수요자 사이의 정보비대칭성이 클 뿐만 아니라 계약자간 위험특성(policyholder risk characteristics)의 편차가 크다. 정보비대칭 정도가 클 때 보험의 역선택 유인은 증가한다. 또한 역선택 정도는 위험집단 내 계약자간 위험특성이 이질적일수록 더욱 커진다. 실손의료보험과 같이 위험수준이 이질적인 계약자집단에 대해서 계속해서 단일보험료 체제를 유지한다면 역선택으로 인한 구조적인 보험료 인상을 피하기 어렵다.

무엇보다 실손의료보험이 보장하는 비급여 의료비는 계약자의 선택이 개입될 여지가 크다. 중증질환에 대한 법정급여의 경우 일반적으로 공급자(의사)가 의료수요를 결정하지만 경증질환일수록 또 비급여일수록 수요자(환자, 보험가입자)가 자의적으로 의료수요를 결정할 수 있다. 따라서 그만큼 가입 후 역선택(도덕적 해이) 유인도 높아지며 이로 인해 불필요하게 과도한 의료소비가 발생할 수 있다. 따라서 선택유인이 높은 보장영역에 대해 계속해서 제한적 요율변수만을 적용하는 것은 장기적으로 시장축소 등 바람직하지 않은 결과를 가져올 수 있다.

역선택을 완화하기 위해서는 위험평가를 보완해 정보비대칭성을 완화하는 것이 필요하다. 하지만 현재 감독규정은 나이, 성별, 상해등급 세 가지의 제한적 요율변수만을 허용하고 있다. 정보의 제한성과 위험평가의 정교함은 양립되기 어렵다. 비

2) 2장의 내용은 리스크관리연구 제27권 제3호에 게재되었으며 2016년 9월 실손의료보험이 단일형 상품구조로 판매되는 상황에서 작성된 것이다. 이후 추가형 상품구조로 개편되었지만 요율산정에 있어서는 단일보험료 체제에 해당하며 그 외 상품구조 개편과 관련된 문제는 3장에서 다루고 있다.

급여 의료비를 보장하는 실손의료보험처럼 계약자간 위험편차가 큰 보장영역에 대해 계속해서 제한적 정보만을 반영해 단일보험료를 부과한다면 구조적으로 보험료는 인상될 수밖에 없고 시간이 경과할수록 불리한 계약자 이동(unfavorable policyholder mobility)이 반복되어 제도의 지속성은 위협받게 될 것이다.

이에 2장은 신뢰도이론을 이용하여 계약자 실적정보의 반영 필요성을 분석하였다. 우선 경제적 관점에서 위험률이 다른 두 집단에 대해 단일보험료 부과 시 경제적 균형성립이 불가능함을 검토한 뒤 계리적 관점에서 계약자 경험자료의 정보가중치인 신뢰도계수를 산출하여 실손의료보험 시장에서 계약자간 위험특성 편차가 증가했음을 확인하였다.

신뢰도이론은 경험정보가 계약자의 숨겨진 위험특성을 가장 잘 반영할 수 있으며 계약자별 위험정보를 토대로 참값에 가장 근사한 보험료를 산출할 수 있다는 베이저언 기댓값원리(Bayesian theorem)에 입각한 효율산정 방법이다. 경험정보는 일정 기간 가입자의 실제 손실값으로 효율변수로 파악할 수 없는 계약자의 비관찰 위험특성(unobservable risk characteristics)을 반영한다는 점에서 가입자 위험특성에 대한 좋은 정보이다. 또한 경험정보를 반영하여 보험료를 조정할 경우 불필요한 계약자 행동을 완화할 수 있다는 이점이 있다. 따라서 계약자별 과거 보험금 지급정보를 효율산정에 활용함으로써 위험특성에 대한 정보의 제약성을 보완할 수 있다.

나. 선행연구

실손의료보험에 대한 선행연구는 크게 경제적 관점에서 역선택에 대한 검증, 지급여력관점에서 실손의료보험의 보험리스크의 측정, 제도적 개선방안에 관한 세 가지로 구분된다. 경제적 관점의 선행연구로는 국내 실손의료보험 시장에 역선택이 있음을 실증한 김대환·이봉주(2013)와 실손의료보험의 경제적 특성을 분석한 김대환·이봉주(2016)가 있다. 지급여력관점에서 실손의료보험의 보험리스크를 측정한 연

구에는 조재훈·이근창(2012)이 있으며 이들은 Regime-Switching 모형을 이용해 상품 표준화가 실손의료보험의 지급보험금에 미치는 영향을 분석하였다. 조용운·황진태·김미화(2013)는 확률론적 방법을 적용해 실손의료보험의 보험리스크를 측정하였고 조용운·조재린(2013)은 모수불확실성 리스크를 감안해 실손의료보험 위험계수 측정하였으며 조재훈·이근창(2013)은 극단값 혼합분포 모형을 적용한 실손의료보험의 위험조정을 측정하였다. 제도적 측면에서는 김대환·오영수(2016)가 건강보험심사평가원을 활용한 보험금 관리방안을 다루었다. 선행연구들은 주로 실손의료보험의 시장 특성과 제도적 미비점을 제언하거나 지급여력관점에서 위험측정을 정교화하는 것에 초점을 맞추었다.

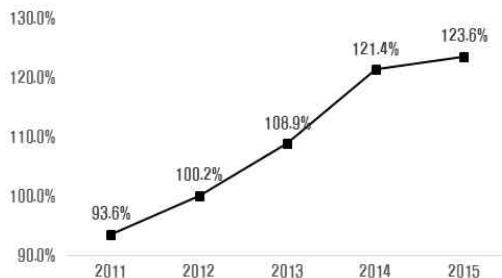
2장은 패널자료가 아닌 실제 실손의료보험의 총괄자료를 사용하였다는 점과 계리적 방법론인 신뢰도이론을 적용하였다는 점에서 선행연구와 차이점을 지닌다. 2절에서는 실손의료보험의 손해를 상승 및 실손의료보험과 건강보험간 비교를 통해 비급여 의료비 보장 시장의 특성과 역선택 가능성을 살펴보고 역선택으로 야기될 수 있는 구조적 문제점을 검토하였다. 3절에서는 RS model을 이용해 단일 보험료 부과와 문제점과 보험료 차등화의 당위성을 검토하고 차등화의 기대효과를 기술하였다. 4절에서는 신뢰도보험료의 산출근거와 실증분석 결과를 기술하였다. 분석결과, 질병의 신뢰도계수는 지속적으로 상승한 반면 상해의 신뢰도계수는 소폭 상승하였다. 신뢰도계수가 크다는 것은 요율산정 시 등급요율에 대한 비율보다 계약자별 경험자료의 비중이 커야 함을 의미한다. 질병의 신뢰도계수 상승은 위험집단 내 계약자간 위험이질성 정도가 커져 전체 분산의 증가요인으로 작용하였기 때문이다. 이는 계약자집단 내 위험이질성이 증가했다는 의미로 해석될 수 있어 보험료 차등화의 필요성을 뒷받침하는 결과이다.

2. 손해율 상승과 역선택

가. 손해율 상승

실손의료보험은 상해 또는 질병으로 인한 입원·통원 시에 실제 발생한 의료비 중 법정 본인부담과 법정 비급여 의료비를 보장하는 실손보상형 민영건강보험으로 단일 보험상품으로는 최대가입자를 보유하고 있다. 우리나라의 경우 비급여 의료비 비중이 높고 국민건강보험의 보장률이 높지 않아 비급여 의료비에 대한 보장수요가 큰 편으로 실손의료보험의 급속한 성장은 비급여 의료비 보장에 대한 높은 실질 수요를 반증하는 것으로 볼 수 있다.

〈그림 2-1〉 실손의료보험 손해율



자료: 보험연구원(2016)

〈표 2-1〉 실손의료보험 보장영역

급여/비급여	부담	비중	보장
건강보험급여	국민건강보험부담	63.2%	국민건강보험 보장영역
	법정본인부담	19.7%	실손의료보험 보장영역
건강보험비급여	법정비급여	17.1%	
	임의비급여 ¹⁾	—	본인부담분

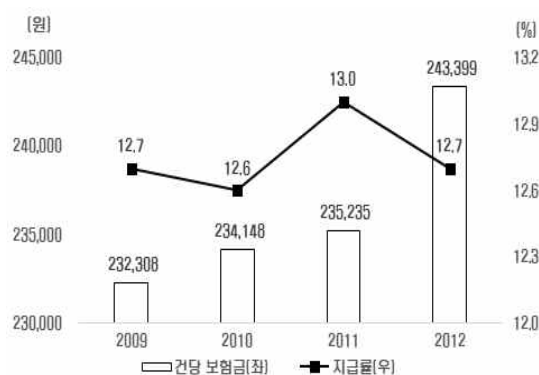
주: 1) 국민건강보험부담, 법정본인부담, 법정비급여 이외에 환자에게 적용되는 일체의 비용

자료: 국민건강보험공단(2016.4)

외형성장과 더불어 손해율도 급증했는데 위험보험료 기준 손해율은 2012년 100%를 상회한 이후 2015년 123.6%까지 급증했으며 이로 인해 보험료 역시 큰 폭으로 인상되

어 왔다. 손해를 급격한 상승은 의료비 지출증가라는 체계적 요인의 영향이 크다. 하지만 원칙적으로 보험료는 수지상등(principle of equivalence)³⁾에 따라 산출되는 것이기 때문에 기대손실값(보험금) 자체의 증가는 크게 문제가 되지 않는다. 계리적 관점에서 문제가 되는 것은 역선택이다. 왜냐하면 보험료 산출 시 단순 예측오차에 의한 손해율 상승은 보험료 재조정을 통해 완화될 수 있지만 역선택에 의한 부분은 아무리 위험평가를 정확히 한다고 해도 구조적으로 손해율이 상승할 수밖에 없기 때문이다. 더군다나 건강위험을 담보하는 보험상품의 경우 다른 담보에 비해 정보비대칭 차이가 클 뿐만 아니라 실손의료보험이 보장하는 비급여 의료비 부분은 의료서비스 결정과정에서 계약자의 선택이 개입될 여지가 더 커 역선택 유인이 더 높기 때문이다.

〈그림 2-2〉 지급률과 지급건당 보험금



자료: 보험개발원(2014)

〈표 2-2〉 국민건강보험 요소별 기여도

구 분		기여도	
		FY08~FY12	증감
전체 진료비		100.0%	- %
수량 요소	인구증가	12.3%	8.2%
	인구구조 변화	21.7%	14.2%
	나머지 요소	30.7%	5.5%
수량요소 계		64.7%	27.9%
가격 요소	인구구조 변화	8.4%	-0.6%
	나머지 요소	27.0%	-27.3%
가격요소 계		35.4%	-27.9%

주: 가격요소는 내원일당 진료비, 수량요소는 내원 일수

자료: 허순임 · 김수정(2014) 수정

비급여 의료비를 담보하는 실손의료보험 시장의 역선택 가능성은 국민건강보험과의 비교를 통해서 가늠해 볼 수 있는데 이는 실손의료보험과 국민건강보험의

3) 순보험료 현가의 총액이 장래 지출할 보험금 현가의 총액과 동일하다는 보험료 산정의 원칙

보장영역이 상호배타적이기 때문이다. <그림 2-2>와 <표 2-2>은 비슷한 기간 동안 실손의료보험과 국민건강보험의 가격요소와 수량요소를 비교한 것으로 실손의료보험의 경우 2009년부터 2012년 기간 지급률⁴⁾은 크게 변하지 않았으나 지급건당 보험금은 크게 증가하였다. 반면 국민건강보험은 2008년부터 2012년 기간 동안 전체 진료비의 요소별 기여도를 분석한 결과 가격효과보다 수량효과에 의한 증가가 컸다. 물론 두 자료의 산출기준이 정확히 일치하는 것은 아니지만 실손의료보험이 지급계약을 기준으로 수량효과보다 가격효과가 컸다고 해석될 수 있는 반면 국민건강보험은 가격효과보다 수량효과가 더 컸다고 볼 수 있다.

비슷한 기간 동안 다른 양상을 보인 두 보험의 차이에 대한 비교는 실손의료보험 시장의 역선택을 충분히 의심케 한다. 국민의료보험은 전체 국민을 대상으로 한 의무가입이므로 가입단계의 역선택이 거의 없다고 볼 수 있다. 또한 가입 후에도 지급대상에 중증질환이 포함되기 때문에 대개의 경우 급여 의료비의 의료수요량을 공급자인 의사가 결정한다. 반면 실손의료보험은 자발적 가입으로 가입단계에서부터 계약자의 선택이 개입될 여지가 있고 비급여 의료비 처방 시 의료수요자인 계약자의 선택이 개입될 여지가 크다.

나. 역선택下 계약자행동

역선택이 존재하는 보험시장에서 단일보험료를 부과할 경우 저위험군의 탈퇴로 지속적으로 보험료가 상승하는 현상이 발생할 수 있다. 일반적으로 계약자는 자신의 건강상태에 대한 정보를 보험회사보다 많이 갖고 있으므로 자신의 위험수준에 대해 보험회사보다 정확한 예측을 할 수 있다. 따라서 계약자는 보험료가 자신의 주관적 기대손실비용보다 낮다면 보험가입을 선택하고 반대로 보험료가 자신의 주

4) 전체 계약 중 지급계약의 비율. 본고에서는 이를 보험금수령자 비율과 청구율로 사용하였으나 <그림 2-2>만 원문의 표기대로 지급률을 사용하였음.

관적 기대손실비용보다 높다면 보험가입 대신 자가보험(self-insurance)을 선택하려 할 것이다. 만약 계약자 집단이 고위험군과 저위험군으로 구분되는 상황에서 두 집단에게 동일한 보험료가 부과된다면 저위험군은 보험가입을 하려하지 않을 것이고 고위험군은 계속해서 보험에 가입하려 할 것이다. 때문에 실손의료보험의 경우처럼 동일 보험상품 내 계약자간 위험수준의 차이가 클 때 단일보험료를 부과한다면 전체 가입자 중 고위험군의 비율이 계속해서 증가하게 되며 이로 인해 해당 보험상품의 손해율은 구조적으로 상승하게 될 것이다.

〈표 2-3〉 사전적 계약자 분포와 계약자 이동

구분	기대 비용	$t = 0$				$t = 1$			
		인원수	보험료 ¹⁾	보험비용	비중	인원수 ²⁾	보험료	보험비용	비중
고위험군	230	25,000	180	-1,250,000	50%	27,500	180	-1,375,000	55%
저위험군	130	25,000	180	1,250,000	50%	22,500	180	1,125,000	45%
합계	180	50,000	180	0	100%	50,000	180	-250,000 ³⁾	100%

주: 1) 보험료($t=0$) $180 = (25,000 \times 230 + 25,000 \times 130) / 50,000$

2) 계약자이동률 10% 가정

— 저위험군은 보험시장을 이탈하여 자가보험을 한다고 가정

— 고위험군은 무보험상태에서 유입된다고 가정

3) 차기보험료 인상: $5 = -250,000 \div 50,000$

자료: Werner, Modlin, Watson(2016)

역선택 하에서 단일보험료 부과 시 시간이 경과함에 따라 계약자 구성비율이 어떻게 달라지는지 살펴보자. <표 2-3>는 가상 보험회사의 상품설계 시점의 사전적(a priori) 계약자 분포와 기대비용을 나타낸다. 소비자(보험가입자)는 자신의 건강상태에 대한 경험을 통해 주관적 기대손실비용을 추정할 수 있는 반면 보험회사는 보험가입 시 제공되는 정보만으로 고객의 위험특성을 충분히 파악하기 어렵다. 때문에 보험회사는 사전적 보험가입자의 평균보험비용인 180을 단일보험료로 책정하게 된

다. 계약자이동률은 10%로 가정하였는데 계약자 이동의 결과 시점 1의 계약자 분포는 시점 0의 사전적 계약자 분포와 다르다는 것을 알 수 있다. 이는 보험갱신 시 계약자가 자신의 주관적 기대손실비용과 제시된 보험료를 비교해 자신에게 유리한 의사선택을 하였기 때문이다. 그 결과 보험집단내 계약자 구성비율이 달라지면서 보험손실이 발생하게 되며 이는 차기 보험료의 인상요인으로 작용한다.

〈표 2-4〉 계약자 이동과 사후적 계약자 분포

구분		$t = 1$	$t = 2$	$t = 3$	$t = 4$
계약자 구성비율	고위험군	55.0%	59.5%	63.6%	67.2%
	저위험군	45.0%	40.5%	36.5%	32.8%
보험비용	고위험군	-1,375,000	-1,338,750	-1,286,888	-1,224,629
	저위험군	1,125,000	1,113,750	1,084,388	1,042,379
갱신보험료		185.0	189.5	193.6	197.2

자료: Werner, Modlin, Watson(2016)

〈표 2-4〉는 $t = 0 \sim 4$ 시점의 보험회사의 가입자 구성비율, 보험료, 위험군별 비용을 요약한 것이다. 계약자 구성비율을 보면 고위험군 비율은 지속적으로 상승한 반면 저위험군의 구성비율은 지속적으로 하락했다. 이는 저위험군과 고위험군의 기대손실비용이 평균 보험료와 달라 위험군별 계약자이동이 야기되고 보험회사가 이로 인해 발생한 손실을 반영해 보험료를 인상함에 따라 저위험군(기대비용<갱신보험료)인 계약자는 계속해서 보험시장을 이탈하고 고위험군(기대비용>갱신보험료)은 계속해서 보험에 가입했기 때문이다.

상기 사례는 역선택 하에서 발생할 수 있는 보험료 인상 메커니즘을 잘 보여준다. 고위험군과 저위험군의 기대손실비용이 상이한 상황에서 전체 가입자의 평균 기대손실비용을 보험료로 책정하게 되면 계약자간 형평성은 훼손되고 보험회사의 재무적 건전성은 저하될 것이다. 뿐만 아니라 시간이 흐름에 따라 저위험군 계약자

의 탈퇴와 고위험군 계약자의 가입이 반복되며 계속해서 손실이 발생하게 되어 계약자와 보험회사 모두 바람직하지 않은 상황에 직면하게 된다.

계약자간 상호보조(cross-subsidization)란 계약자 집단의 평균가격으로 보험료가 부과될 경우 저위험군 계약자는 자신의 기대보험비용보다 높은 보험료를 지불하는 대신 고위험군 계약자는 상대적으로 낮은 가격에 보장을 제공받게 되어 계약자간 이해득실이 엇갈리고 이로 인해 경제적 형평성이 훼손되는 상황을 가리킨다. 따라서 이와 같이 동일 보험상품 내 계약자별 위험수준이 상이한 상황에서 보험료를 위험수준별로 차등화하지 않고 단일보험료를 부과하게 되면 저위험군 계약자의 경제적 손실로 고위험군 계약자가 혜택을 입게 된다.

만약 보험료를 차등화한다면 어떻게 될까? 예제에서라면 추가적인 가입자 이탈은 일어나지 않게 되고 보험회사는 수지상등의 경영을 할 수 있을 것이다. 하지만 실제 위험군별 기대손실비용은 확실한 값이 아니라 분포를 갖는 불확실한 값이므로 사례보다 위험세분화가 좀 더 이루어진다고 하여도 여전히 계약자간 이동은 일어날 것이다. 그럼에도 불구하고 현실 세계에는 탐색비용(searching cost), 신계약비(acquisition cost)처럼 가입자 이동을 저해하는 마찰적 요인들이 존재하기 때문에 보험료와 위험군별 기대손실값의 차이가 아주 크지 않는 수준으로 보험료가 차등화가 적용된다면 역선택으로 인한 계약자간 이동은 감소될 수 있다.

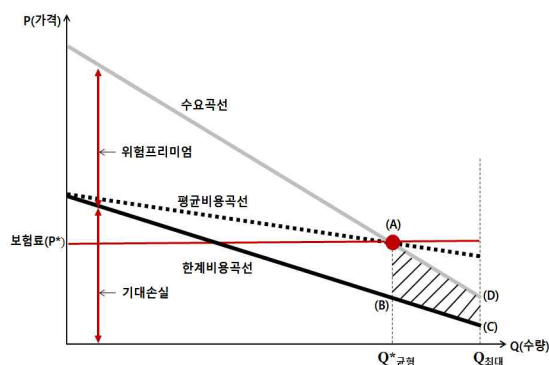
다. 역선택의 비효율성

보험시장의 역선택은 보험의 내재적 속성이지만 과도할 경우 단기적으로는 가격의 상승을 초래하고 장기적으로는 수량의 감소 즉, 시장의 축소를 야기한다. 가격과 수량의 역관계는 일반적인 수요·공급의 법칙이지만 보험의 수요·공급곡선은 연계성을 갖기 때문이다. 재화의 수요와 공급은 수요자의 선호가 반영된 지불의지(willingness to pay)에 따라 공급은 공급자의 비용구조가 반영된 한계비용

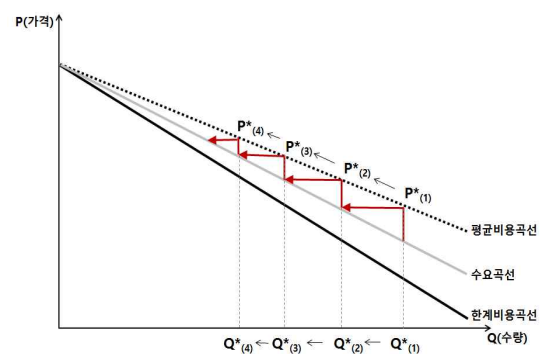
(marginal cost)에 따라 각각 독립적으로 결정되며 두 곡선이 만나는 점에서 사회적 효용을 극대화하는 최적소비량이 결정된다. 반면 보험의 수요·공급곡선은 서로 연계성을 갖는데 이는 먼저 수요자(계약자)의 지불의사에 따라 수요곡선의 형태가 결정되면 수요자(계약자)의 위험정도에 따라 해당 계약의 기대손실값인 보험계약의 한계비용이 정해지게 되기 때문이다.

<그림 2-3>은 역선택 하에서 보험시장의 가격과 수요량 결정을 도식화한 것으로 세로축은 보험가격을, 가로축은 보험수요량을 의미하며 계약자 위험정도에 따라 해당 계약자의 기대손실값이 결정된다. 소비자의 의사결정은 보험계약을 구매할 것인지에 아닌지 양자택일 형태이며 가로축의 보험수요량(Q)은 잠재적 보험가입자 중 실제 보험계약자의 비율이 된다. 위험회피자인 수요자의 지불의사는 기대손실비용과 위험프리미엄으로 구성되며 수요자별 기대손실값이 바로 해당 보험계약의 한계비용이 되어 수요곡선과 공급곡선이 연계성을 갖는다. 따라서 우하향하는 한계비용곡선은 보험에 대한 지불의사가 높을수록 기대손실값 역시 높다는 것을 나타내며 가장 높은 보험금 지급이 예상되는 고객이 해당 담보에 대해 가장 높은 지불의사를 지닌 계약자가 된다.

<그림 2-3> 보험의 수요공급곡선



<그림 2-4> 역선택으로 인한 시장축소



주: 빗금친 영역은 저위험군(기대손실비용<보험료) 계약자의 무보험으로 인한 후생손실
 자료: Einav, Finkelstein(2011)

빚금친 영역 ABCD는 평균비용(AC, average cost)으로 보험료가 부과될 경우 발생하는 후생손실(welfare loss)을 나타낸다. 보험가입률이 사회 전체적으로 효율적인 수준($Q_{\text{최대}}$)보다 낮은 수준($Q_{\text{균형}}^*$)에서 결정되기 때문에 보험가입에 대한 의사도 있고 기대손실비용도 낮은 저위험군 중 ' $Q_{\text{최대}} - Q_{\text{균형}}^*$ '만큼이 무보험상태로 남게 되는데 빚금친 영역은 무보험자의 위험프리미엄(수요곡선-한계비용곡선)의 합계로 사회 전체적으로 보험자원의 배분이 비효율적이라는 것을 의미한다. 무보험자는 저위험군(한계비용<평균비용)이며 자신들의 기대손실보다 높은 수준의 보험료가 부담스러워 보험가입을 포기한 자들이다. 만약 손해를 상승이 지속된다면 평균비용에 해당하는 보험료도 상승하게 되므로 점점 더 많은 저위험군이 추가적으로 보험가입을 포기한 채 무보험을 선택하게 될 것이며 이로 인해 보험시장이 축소될 수 있다.

<그림 2-4>는 역선택 정도가 극단적으로 높은 보험시장에서 시간이 지날수록 보험시장이 축소되는 상황을 나타낸다. 이는 위험집단 내 고위험군 계약자의 비중이 매우 높은 상태로 평균비용곡선이 수요곡선 위에 위치하고 있어 보험료보다 보험금이 높아 보험회사의 손실발생이 불가피한 상황이다. 때문에 갱신시점 마다 보험료 조정이 수반되며 이 과정에서 조정된 보험료보다 기대손실값이 낮은 새로운 저위험군 계약자의 탈퇴가 발생한다. 그리고 시간경과와 함께 이러한 과정이 반복되며 점차 보험시장의 축소가 일어나게 된다. 다시 말해 역선택으로 인해 단기적으로는 손해를 상승으로 인한 가격상승(보험료 인상)이 발생하게 되고 이러한 문제점이 시정되지 못하고 반복될 때 장기적으로는 수량감소(보험가입률 감소)가 일어난다. 이러한 보험가입률 감소 즉, 시장축소는 보험가입자의 위험회피 정도가 낮고 보험시장의 역선택 정도가 높을수록 더 발생유인이 높다. Cutler·Reber(1998)는 전기 손해를 반영해 매년 보험료가 갱신되는 건강보험(health insurance)에서 이 같은 현상이 있음을 실증하였다.

3. 보험료 차등화

가. 정보비대칭下 분리균형

보험시장에서 계약자는 보험가입을 통해 기대효용을 극대화하려 하며 보험회사는 이익을 극대화하려 한다. Rothschild · Stiglitz(1976)는 모든 조건이 같고 위험물만 서로 다른 두 계약자를 상정해 보험시장의 의사결정을 분석하였다. 다음기에 보험사건 미발생 시 소득을 W_1 , 보험사건 발생 시 소득을 W_2 , 보험사건 미발생시 보험회사의 수입 α_1 , 보험사건 발생 시 보험회사의 순지급액 α_2 ⁵⁾인 보험계약을 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$, 보험사건 발생확률을 p 라 할 때 위험회피자인 소비자는 보험가입으로 인한 기대효용 $\hat{V}(p, \alpha)$ 이 0보다 크다면 보험에 가입할 것이다.

$$\hat{V}(p, W_1, W_2) = (1-p)U(W_1) + pU(W_2). \quad (2.1)$$

반면 보험회사는 위험중립자로 기대이익 π 가 0 이상이면 해당 계약을 인수할 것이다.

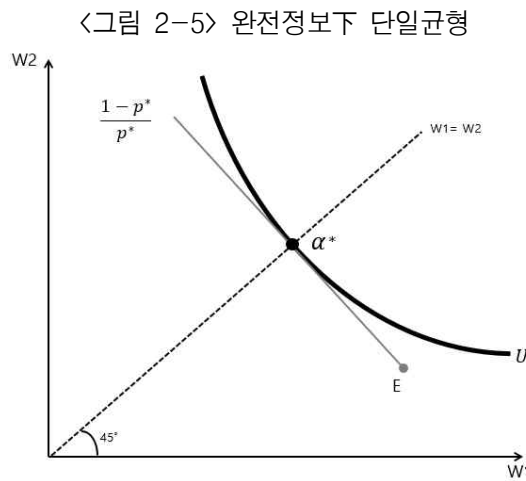
$$\pi(p, \alpha) = (1-p)\alpha_1 - p\alpha_2 = \alpha_1 - p(\alpha_1 + \alpha_2). \quad (2.2)$$

사고확률 p 는 계약자와 보험회사의 의사결정에 결정적인 정보이다. 만약 시장에 고위험군과 저위험군이 있고 각각의 사고확률을 p^H, p^L 이라 했을 때 정보비대칭이 없다면 보험회사는 계약자별 위험수준을 정확히 파악할 수 있으므로 계약자별 예산제약선과 효용곡선이 만나는 점에서 시장의 균형(equilibrium)은 성립된다. 이때 보험회사의 이익극대화 조건을 나타내는 식(2.3)에 의해 예산제약선(budget line)의 기울기가 결정된다.

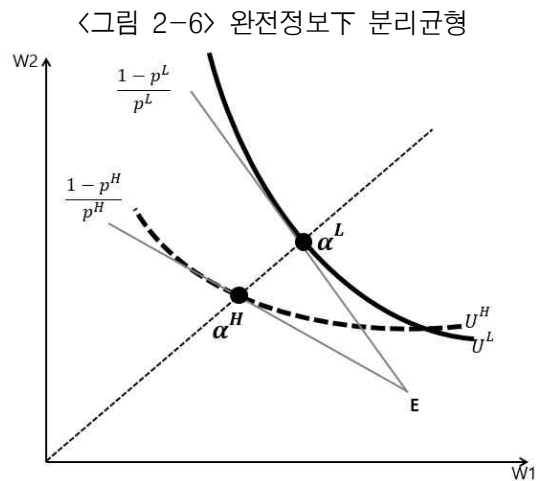
5) $\alpha_2 = \hat{\alpha}$ (보험사건 발생 시 지급액) - α_1 (보험료 납입액)

$$\pi(p, \alpha) = (1-p)\alpha_1 - p\alpha_2 = \alpha_1 - p(\alpha_1 + \alpha_2) = 0. \quad (2.3)$$

$$\frac{a_2}{a_1} = \frac{p}{1-p}. \quad (2.4)$$



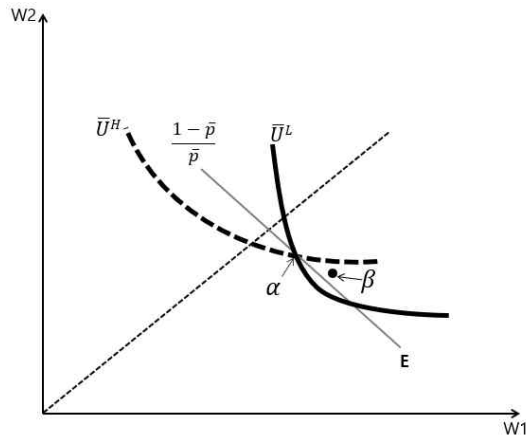
주: 단일균형 α^*
 자료: Rothschild, Stiglitz(1976)



주: E는 보험 미가입시 $\{W_1, W_2\}$

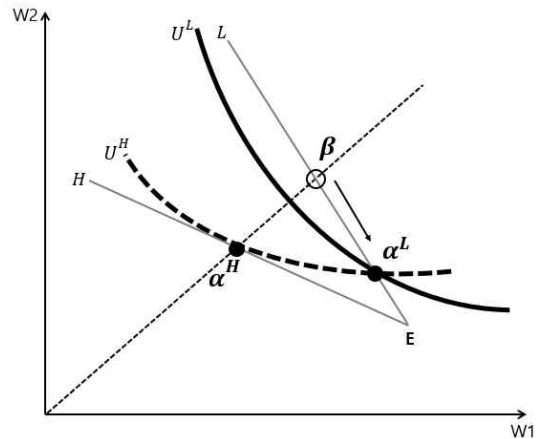
계약자의 사고 확률 $p = p^H = p^L$ 인 동질적 위험집단이고 정보대칭 상황이라면 <그림 2-5>에서처럼 단일균형 α^* 가 성립하며 완전보험(full insurance)이 달성된다. 이때 모든 계약자는 완전보험 상태이므로 사고미발생 시 소득 W_1 과 사고발생 시 소득 W_2 가 같다. 또한 정보대칭 상황에서는 <그림 2-6>처럼 고위험군과 저위험군으로 위험수준이 이질적일 경우에도 완전보험이 달성가능한데 위험집단별 예산제약선 $\frac{1-p^L}{p^L}$, $\frac{1-p^H}{p^H}$ 이 위험집단별 무차별곡선 U^H, U^L 과 만나는 점에서 집단별 분리균형 α^H, α^L 이 성립하기 때문이다.

〈그림 2-7〉 불완전정보下 단일균형 불성립



주: 단일균형 불가
자료: Rothschild, Stiglitz(1976)

〈그림 2-8〉 불완전정보下 분리균형 성립



주: 분리균형 (α^H, α^L)

하지만 정보비대칭 상황이라면 원칙적으로 단일균형이 불가능하다. 〈그림 2-7〉에서처럼 위험수준이 다른 두 집단에 대해 평균 사고확률 $\bar{p}$ 에 해당하는 단일보험료를 부과할 경우 두 집단의 무차별곡선은 예산제약선상의 한 점 α 에서 교차하게 된다. 이러한 상황에서 저위험군은 α 대신 β 를 선택함으로써 효용을 개선할 수 있는 반면 고위험군은 α 를 선호한다. 경쟁적 보험시장이므로 만일 β 와 같은 상품이 다른 보험회사에 의해 제공된다면 모든 저위험군은 β 를 선택할 것이므로 자연스럽게 단일균형 α 는 유지될 수 없다.

현실의 세계는 정보비대칭의 세계이며 계약자별 위험수준이 이질적이다. 하지만 이러한 상황에서도 분리균형(separating equilibrium)은 존재할 수 있다. 분리균형이란 집단별 위험을 p^H 와 p^L 에 따라 위험집단별 보험요율을 부과하는 것이다. 하지만 앞서 정보대칭 하 균형과 달리 저위험군은 완전보험에 이를 수 없다. 〈그림 2-8〉은 위험수준이 다르더라도 보험료를 달리하면 시장이 성립될 수 있음을 보여준다. 대신 저위험군의 균형은 정보대칭 상황에서처럼 완전보험이 수준인 β 가 아닌 보장

이 축소된 α^L 이다. 이는 보험회사가 사전적으로 계약자가 어떤 위험집단에 속하는지 파악할 수 없는 상황에서 α^H 와 β 를 책정할 경우 고위험군이 β 로 이동하는 것을 차단하기 위해서 고위험군의 효용 U^H 와 저위험군의 효용 U^L 이 무차별한 수준인 α^L 에서만 분리균형이 유지될 수 있기 때문이다.

다시 말해 정보비대칭 상황에서 위험수준별 세분집단이 존재할 경우 단일보험료 부과체계는 유지되기 힘들다는 뜻이다. 하지만 분리균형은 가능하다. 즉, 위험집단별로 보험료를 차등화해야지만 보험시장이 유지될 수 있다. 따라서 정보비대칭 상황에서 저위험군은 완전보험가입이 불가능하며 고위험군이 없었을 경우 즉, 위험집단이 동질적인 상황에 비해 효용감소가 발생한다. 따라서 보험시장에서 이질적 위험집단에 대해 단일보험료를 부과할 경우 보험시장의 안정성이 확보되기 어렵기 때문에 이질적 위험집단에 대한 보험료차등화가 필요하다.

나. 보험료차등화 기대효과

1) 역선택 완화

일반적인 역선택 완화방법은 첫째, 역선택 발생의 여지를 원천적으로 차단하기 위해 가입을 의무화하는 것이다. 국민건강보험이 이에 해당되며 실제로 의무보험의 경우 다소의 개선 효과가 있는 것으로 알려져 있다. 둘째, 계약자가 자발적으로 자신의 정보를 드러나게 하는 방법이다. 정보비대칭 상황에서 고위험군은 저위험군처럼 행동함으로써 경제적 이득을 얻으려하며 이로 인해 저위험은 상대적으로 손해를 입게 된다. 따라서 보험회사는 계약자 스스로 저위험군임을 입증할 시 보험료 감면 등의 혜택을 줄 수 있다. 셋째, 위험그룹별로 보험료를 차등화하는 방법이다. 위험집단을 세분화해 차등보험료를 적용할 경우 단일보험료를 적용하는 것에 비해 그룹

내 이질성이 낮아져 역선택 정도를 완화할 수 있다. 하지만 현재 실손의료보험 감독규정 내에서는 세 가지 방안 모두 적용될 수 없다. 의무가입은 민영보험인 실손의료보험에는 적용될 수 없기 때문에 계약자가 자기 정보를 드러내게 하거나 보험료를 차등화하는 방법만이 가능한데 감독규정상 현재 실손의료보험의 위험인수에는 나이와 성별만이 고려되기 때문이다.

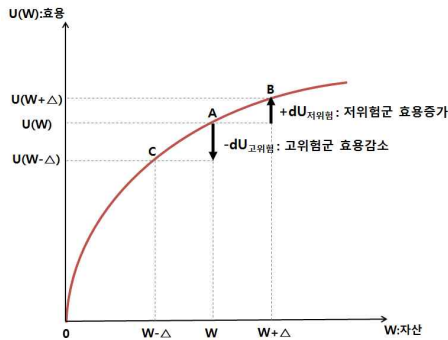
2) 저위험군 계약자 보호

보험료를 차등화함으로써 기대할 수 있는 효과는 첫째, 다수 저위험군의 기대효용 증가이다. 위험회피자의 기대효용은 보험료의 감소함수로 계약자의 효용은 보험료가 오르면 감소하고 보험료가 내리면 증가한다. 식(2.5)는 보험계약자의 기대효용을 나타낸 것으로 w_0 는 초기부, α 는 보상비율, L 은 보험사고 발생 시 손실, π^* 는 보험료이다.

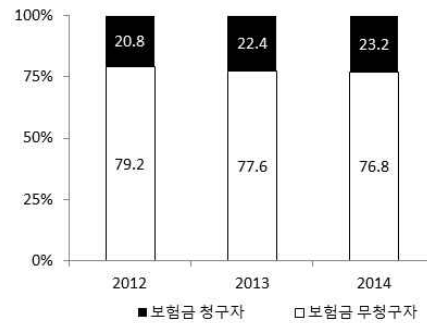
$$E[U(w_0 - \pi^* + (1 - \alpha) \times L)] \quad (2.5)$$

만약 차등보험료가 적용되면 $\pi_{저위험} < \pi^* < \pi_{고위험}$ 가 되어 고위험군의 기대효용은 $dU_{고위험}$ 만큼 감소하고 저위험군의 기대효용은 $dU_{저위험}$ 만큼 증가하게 된다. 위험회피자의 효용곡선은 우상향하므로 단위금액의 보험료 변화에 대해 두 위험군의 기대효용의 변화정도는 $|dU_{저위험}| < |dU_{고위험}|$ 이 되어 상대적으로 단위당 효용변화는 고위험군이 더 높다. 하지만 전체 실손의료보험 계약자를 보험금 청구실적 여부에 따라 수령자를 고위험군, 미수령자를 저위험군이라 간주할 때 위험수준별 계약자 구성비율은 ‘고위험군 : 저위험군 = 23.2 : 76.8’으로 저위험군 가입자의 비중이 더 높아 동일한 보험료 인상과 인하가 이루어질 경우 다수를 차지하는 저위험군의 효용증가가 고위험군의 효용증가보다 커져 전체 가입자의 총효용은 증가될 수 있다(단, $\Delta\pi \times Q_{저위험} = \Delta\pi \times Q_{고위험}$ 제약 하에서).

〈그림 2-9〉 위험회피자 효용곡선



〈그림 2-10〉 보험금 청구실적별 계약자 구성



자료: 보험연구원(2016)

둘째, 보험료 차등화 시 예상할 수 있는 또 다른 측면의 소비자효용의 증가는 위험군별로 부과되는 저위험군 보험료가 기존의 단일보험료보다 낮아지게 되어 단일보험료 체계 하에서 자가보험을 택했던 저위험군이 추가적으로 유입될 수 있다는 점이다. 이론적 관점에서 위험회피자는 보험가입을 통해 효용을 증가시킬 수 있는데 이제까지 높은 보험료에 저항감을 느껴 자가보험을 택했던 저위험군들이 추가적으로 유입됨으로써 이들의 위험프리미엄의 합계만큼 보험시장의 후생손실이 감소할 수 있다.

셋째, 다수 계약자의 보험료 인상률이 완화될 수 있다. 단일보험료를 부과하는 상황에서 손해율이 상승하면 보험료 조정은 전체 계약자의 평균비용을 기준으로 이루어질 것이다. 반면 차등보험료 체계 하에서 보험료 인상은 위험군별 평균비용을 기준으로 조정될 것이므로 다수의 저위험군은 단일보험료를 적용하는 경우보다 차등보험료를 적용할 경우 보험료 인상폭과 조정 속도 측면에서 더 유리해지게 된다.

4. 실증분석

2절과 3절에서는 실손의료보험의 손해율 상승의 주요 원인이 역선택이라는 점과 역선택 상황에서 단일보험료를 부과할 경우 저위험군의 보험시장 이탈이 야기될 수 있다는 점을 상술하였다. 또한 보험료 차등화의 이론적 근거로서 정보비대칭 상황에서도 차등화된 보험료를 부과할 경우 분리균형이 성립할 수 있다는 점과 보험료 차등화의 기대효과를 살펴보았다.

4절에서는 계약자별 위험특성을 반영한 보험료 차등화의 한 방법으로서 실제 실손의료보험의 총괄자료와 별만신뢰도 모형을 이용해 신뢰도보험료를 산출하였다. 물론 실손의료보험의 보험료 차등화를 위해서는 다양한 검증이 필요하지만 별만신뢰도 모형은 손해보험의 대표적 보험료산출방법일 뿐만 아니라 다수 계약자의 지급금 정보를 활용할 수 있다는 점에서 실무적 적합성을 갖추고 있다.

가. 신뢰도이론

1) 신뢰도계수

신뢰도(credibility)는 보험료 결정 시 개별 계약자의 손실값과 위험집단의 평균손실값에 대한 반영기준을 정량화한 가중치이다. 신뢰도 산출은 위험집단 전체에 대한 사전적 정보와 사후적 표본집합 정보를 통해 보험료 산정에 반영될 표본집합 정보에 어느 정도의 신뢰를 부여할 것인가에 대한 기준값이다. 다시 말해 신뢰도는 계약자가 우연히 낮은 손실값을 나타낸 것인지 아니면 진짜로 평균보다 낮은 위험수준을 보유한 계약자인지를 구분하는 기준이라 할 수 있다. 신뢰도계수 Z 는 요율산출 근거로서 경험정보와 등급요율의 관련성과 표본오차의

최소화를 통한 통계적 판단으로 $Z \in [0,1]$ 의 값을 갖는다.

뮐만신뢰도(Buhlmann credibility)는 위험특성 θ 를 지닌 계약자별 과거 손실 $Y_1, \dots, Y_n$ 의 평균과 분산이 갖고 독립적이며 동일한 분포를 따른다고 가정한다 (independently and identically distributed). 위험특성 모수 θ 의 평균과 분산을 $\mu(\theta)$ 와 $v(\theta)$ 라 할 때 손실 Y_j 의 평균과 분산은 뮐만신뢰도 산출에 사용되며 모수는 μ, v, α 이다. 이때 손실 Y_j 의 분산을 구성하는 v 는 EPV(Expected value of the Process Variance), α 는 VHM(Variance of the Hypothetical Mean)이라 한다. 만약 위험집단이 동질적이라면 전체 평균값의 정보 가치가 더 높아지고 반대로 이질적이라면 hypothetical means $\mu(\theta)$ 의 변동이 증가하며 신뢰도계수는 상승한다. 계약자간 위험수준이 이질적일수록 다른 계약자의 손실정보의 정보 가치가 낮다고 보는 것이다. 따라서 특정 위험집단의 신뢰도계수가 높다면 구성원간 위험이질성이 높은 것으로 해석할 수 있으며 결과적으로 경험자료의 정보 가치와 보험료 차등화 필요성이 높다고 볼 수 있다.

$$E(Y_j) = E[E(Y_j | \Theta = \theta)] = E[\mu(\theta)] = \mu. \quad (2.6)$$

$$Cov(Y_i, Y_j) = E[Y_i Y_j] - E[Y_i]E[Y_j] \quad (2.7)$$

$$= E[E(Y_i Y_j | \Theta)] - \mu^2$$

$$= E[E(Y_i | \Theta)E(Y_j | \Theta)] - E[\mu(\Theta)]^2$$

$$= V[\mu(\Theta)] = \alpha.$$

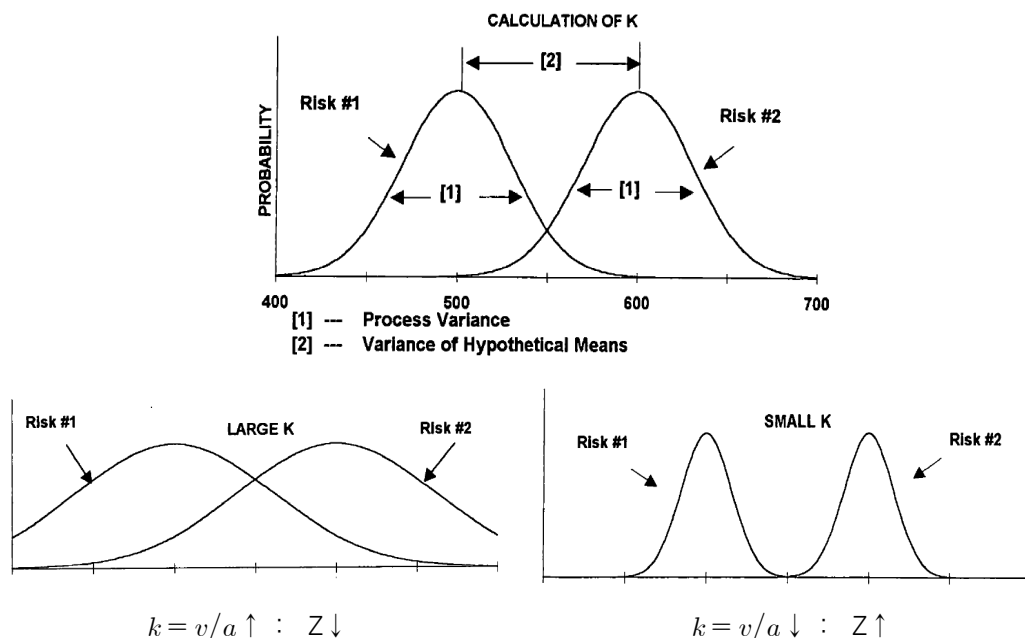
$$V(Y_j) = E[V(Y_j | \Theta)] + V[E(Y_j | \Theta)] \quad (2.8)$$

$$= E[v(\Theta)] + V[\mu(\Theta)]$$

$$= v + \alpha.$$

별만신뢰도는 분산의 비율을 기준으로 한다. 신뢰도계수 Z 는 전체 분산 중 얼마만큼이 개별 계약자의 기댓값의 분산(VHM: a)에 기인하고 얼마만큼이 전체 계약자의 분산의 기댓값(EPV: v)에 기인하는지에 대한 상대적인 비율이다. <그림 2-11>은 Risk #1과 Risk #2의 손실분포를 통해 $k = \frac{v}{a} = \frac{EPV}{VHM}$ 을 보여주고 있다. 계약자별 위험특성의 분산인 [1]이 클수록 EPV가 커지고 계약자간 위험특성의 편차인 [2]가 클수록 VHM이 크다. 따라서 k 는 EPV(분산의 평균)가 VHM(평균의 분산)에 비해 상대적으로 클 경우 커지고 EPV가 VHM에 비해 상대적으로 작을 경우 작아진다. k 가 클 경우 계약자 분포가 넓게 겹치는 모양을 나타내며 위험집단 등급요율의 비중이 증가하고 k 가 작을 경우 계약자 분포가 겹치지 않으며 계약자 경험자료의 비중이 증가한다.

<그림 2-11> Process Variance와 Variance of Hypothetical Mean



주: [1] Process Variance: EPV에 해당하는 v

[2] Variance of Hypothetical Mean: VHM에 해당하는 a

자료: Gary(1995)

별만 신뢰도계수는 $\hat{\mu}$, $\hat{v}$, $\hat{\alpha}$ 추정 시 지급건수 Y 가 포아송분포를 따른다고 가정한다. 포아송분포의 평균과 분산은 $E(Y) = Var(Y)$ 이므로 $\mu = v$ 이다. v 를 추정하기 위하여 $\hat{\mu} = \bar{Y}$ 를 이용 할 수 있으므로 $\hat{\mu} = \hat{v} = \bar{Y}$ 가 된다. 표본분산 $s^2 = \hat{\alpha} + \hat{v}$ 이므로 이 관계식을 통해 $\hat{\alpha}$ 를 구하며 이와 같이 추정한 값들로 신뢰도계수 $\hat{Z}$ 를 구한다.

$$\hat{Z} = \frac{n}{n + \hat{k}} = \frac{n}{n + \frac{E[V(Y|\theta)]}{V[E(Y|\theta)]}}; \hat{k} = \frac{\hat{v}}{\hat{\alpha}} = \frac{E[V(Y|\theta)]}{V[E(Y|\theta)]}. \quad (2.9)$$

*n: 보험금 실적집계기간

별만신뢰도에서 보험료는 Z 값에 따라 전체 평균보험료와 자신의 과거실적사이의 가중 평균값이 된다. 보험금 실적집계기간은 분자와 분모에 다 영향을 미치므로 사실상 Z 값은 $E[V(Y|\theta)]$ 와 $V[E(Y|\theta)]$ 의 상대적 비율 k 에 의해 결정된다. $V[E(Y|\theta)]$ 는 계약자별 미지의 위험특성 θ (unknown individual risk parameter)에 의한 기대손실값의 변동을 의미하며 이 부분이 계약자의 숨겨진 위험특성에 의한 변동분으로 경험자료에 의해 수정되는 부분이다.

〈표 2-5〉 별만신뢰도 추정량		〈표 2-6〉 신뢰도보험료 산출식	
평균	$\bar{Y} = \hat{\mu} = \hat{v} = \frac{1}{r} \times (\sum_{i=0}^r i \times m_i)$	지급 건수	신뢰도보험료
분산	$s^2 = \frac{\sum_{i=0}^r m_i \times (i - \bar{x})^2}{r - 1}$	0	$Z \times 0 + (1 - Z) \times \mu$
		1	$Z \times 1 + (1 - Z) \times \mu$
VHM	$\hat{\alpha} = s^2 - \hat{v}$	$\vdots$	$\vdots$
		$Y-1$	$Z \times (Y-1) + (1 - Z) \times \mu$
신뢰도계수	$\hat{Z} = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\alpha} + \hat{v}}$	Y	$Z \times Y + (1 - Z) \times \mu$
자료: Klugman, Panjer, Wilmot(2013)		주: 신뢰도보험료 빈도 부분	

지급건수 자료와 계약자수 정보를 이용하여 지급건수의 평균과 분산을 추정할 수 있다. 조건부 분산의 분해공식을 이용하면 신뢰도계수 Z 를 구할 수 있고 산출된 신뢰도계수 Z 와 등급요율 μ 를 이용하면 지급건수별 신뢰도보험료를 산출할 수 있다. 산출된 보험료는 전체 보험료와 해당 계약자의 보험료를 신뢰도계수로 가중평균한 값이다. 지급건수 Y 가 커지면 표본평균 정보의 신뢰성이 증가하며 계약자의 경험자료에 대한 가중치인 신뢰도계수는 1에 가까워진다. 반대로 위험집합이 동질적일수록 계약자별 위험특성 $\mu(\theta)$ 의 편차가 작아지고 계약자간 손실값 편차가 감소하므로 신뢰도계수는 0에 가까워지며 산출된 신뢰도보험료는 등급요율이 된다.

2) 신뢰도보험료

신뢰도이론은 베이즈 정리(Bayes' theorem)⁶⁾를 근거로 하며 전체 위험집단의 평균값과 계약자별 과거실적을 이용해 차기 보험료를 산출한다. 보험회사의 경험요율은 신뢰도이론에 따라 과거 보험금 실적정보를 반영해 미래 보험료를 효과적으로 조정하는 과정으로 이중 별만 프리미엄(Buhlmann Premium)은 베이지언 프리미엄에 가장 잘 근사한 값으로 알려져 있다.

$$\begin{aligned} \text{Bayesian Premium 근사값} &= \text{Buhlmann Premium} = \text{신뢰도보험료 } P_c \\ &= Z \times \text{과거실적평균}_{\text{계약자}} + (1-Z) \times \text{평균보험료}_{\text{위험집단}} \\ &= Z \bar{Y} + (1-Z) \mu \end{aligned} \quad (2.10)$$

* P_c : 신뢰도 보험료, Z : 신뢰도계수, μ : 등급요율, $\bar{Y}$: 계약자 과거 실적정보

가령 계약자의 60%가 위험률이 낮은 계약자(L)이고 나머지 40%가 위험률이 높은 계약자(H)라고 할 때 통계적으로 위험률이 낮은 계약자가 보험기간 동안 k 건의 보험

6) 사전적으로 확률을 알고 있을 때 실제 사건발생 정보를 반영해 확률을 수정

금을 청구할 확률은 평균 $\lambda_L = 0.05$ 인 $Pois(\lambda_L)$ 을 따르며 위험률이 높은 계약자가 k 건을 청구할 확률은 $\lambda_H = 0.15$ 인 $Pois(\lambda_H)$ 을 따른다고 상정하자.

PY01⁷⁾에 보험회사는 계약자가 위험률이 낮은 계약자인지 높은 계약자인지 알 수 없으므로 보험금의 기대청구건수는 식(2.11)과 같고 값은 0.09이다. PY01에 계약자가 k 건의 지급청구를 하였을 때 베이즈 정리를 적용해 PY02에 해당 계약자가 실제로 위험률이 낮은 계약자일 확률을 산출할 수 있다.

$$\begin{aligned} E(N) &= E[E(N|\lambda)] = E[\lambda] \\ &= \lambda_L \Pr[\lambda = \lambda_L] + \lambda_H \Pr[\lambda = \lambda_H]. \end{aligned} \quad (2.11)$$

$$\begin{aligned} \Pr[\lambda_L | Y = k] &= \frac{\Pr[Y = k | \lambda_L] \Pr[\lambda_L]}{\Pr[Y = k | \lambda_L] \Pr[\lambda_L] + \Pr[Y = k | \lambda_H] \Pr[\lambda_H]} \\ &= \frac{\exp(-\lambda_L) \lambda_L^k \Pr[\lambda_L]}{\exp(-\lambda_L) \lambda_L^k \Pr[\lambda_L] + \exp(-\lambda_H) \lambda_H^k \Pr[\lambda_H]}. \end{aligned} \quad (2.12)$$

$$E(N_2 | N_1 = k) = \lambda_L \Pr(\lambda_L | Y = k) + \lambda_H \Pr(\lambda_H | Y = k). \quad (2.13)$$

<표 2-7>는 당기 실제 보험금 청구건수에 따라 차기 보험금 청구건수 기댓값이 어떻게 변하는 지를 나타낸다. 사전적으로 어떤 계약자가 위험률이 낮은 확률인 $\Pr[\lambda = \lambda_L]$ 은 60%였으나 만약 당기에 그 계약자가 보험금 지급청구를 하지 않았다면 사후적으로도 위험률이 낮은 계약자일 확률은 62.37%로 증가하게 된다. 따라서 다음기의 기대지급청구건수에 대한 값은 사전적 기대값인 식(2.11)가 아니라 사후적 기댓값인 식(2.13)을 적용하게 된다. 따라서 PY02 기대지급청구건수는 PY01 보험금 지급실적을 반영한 값이 되며 이 값을 PY01 전체 지급청구건수 0.09로 나눈 값이 바로 차등보험료 상대비율이 되며 이를 근거로 차기 갱신보험료가 산출된다.

7) PY(policy year): 제1보험년도

〈표 2-7〉 기대지급청구건수

PY01 지급청구건수(k)	사후적 위험확률		PY02	
	$\Pr[\lambda_L Y=k]$	$\Pr[\lambda_H Y=k]$	기대지급청구건수	차등보험료상대도
0	62.37%	37.63%	0.0876	0.97
1	35.59%	64.41%	0.1144	1.27
2	15.55%	84.45%	0.1344	1.49
3	5.78%	94.22%	0.1442	1.60
4	2.00%	98.00%	0.1480	1.64
5	0.68%	99.32%	0.1493	1.66

자료: Denuit, Marechal, Pitrebois, Walhin(2007)

나. 자료

분석자료는 2007년부터 2015년까지 실제 실손의료보험 자료로 계약자수, 지급건수, 금액대별 지급건수로 구성되어 있다. 또한 연령과 성별이 구분되지 않은 총괄자료이며 담보별로 질병과 상해로 구분된다.

〈표 2-8〉 자료[1]

기간	2007년~2015년도별 총괄자료		
항목	계약자수, 지급건수, 금액대별 지급건수		
구분	담보(질병/상해)		

자료형태: 빈도			
지급건수	계약자수		
	2007	...	2015
0	m_0	...	m_0
⋮	⋮	...	⋮
r	m_r	...	m_r

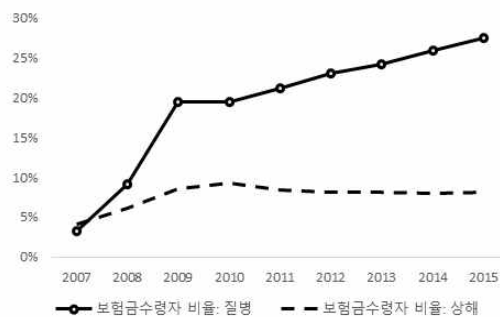
자료형태: 심도			
지급금액	계약자수		
	2007	...	2015
1천원 이하	m_0	...	m_0
⋮	⋮	...	⋮
1천만원 이상	m_r	...	m_r

다. 분석결과⁸⁾

1) 지급건수·지급금

2015년 기준으로 질병의 보험금수령자(청구율) 비율은 25% 이상이고 상해의 보험금수령자 비율은 10% 미만으로 질병담보의 보험금수령자 비율이 훨씬 높다. 상해에 비해 질병의 보험금수령자 비율이 높은 이유는 두 담보간 위험률 차이 때문이다.

〈그림 2-12〉 보험금수령자 비율

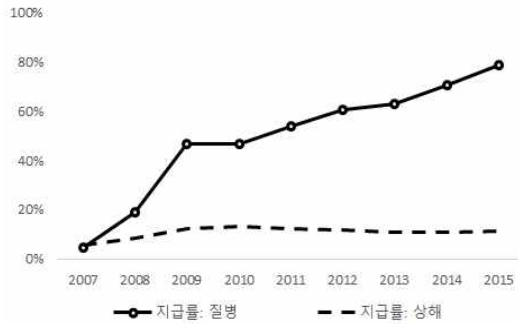


주: 보험금수령자 비율 = 지급계약수 / 총계약수

〈그림 2-13〉에서 질병 지급률은 70% 이상이나 상해 지급률은 10%를 웃도는 수준이다. 질병의 보험금수령 비율이 약 25%인 점을 고려할 때 전체 계약자의 4분의 1가량의 계약자가 전체 지급건수의 70%를 청구한 것이다. 반면 질병과 달리 상해의 경우 보험금수령자 비율과 지급률간에 차이가 크지 않았다. 이는 질병의 빈도가 상해보다 더 크기 때문이다. 질병과 상해의 건당지급금은 약 30만원으로 비슷한 수준이었으나 상해의 건당지급금이 조금 더 컸다.

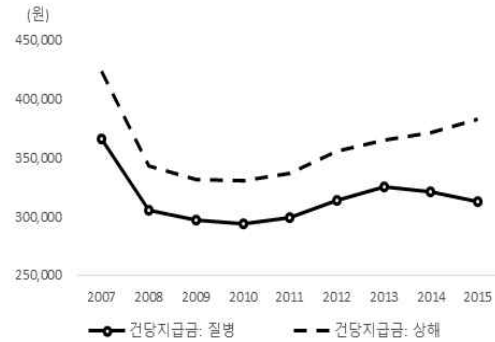
8) 2장의 실증분석은 리스크관리연구 제27권 제3호에 게재된 내용이다.

〈그림 2-13〉 지급률



주: 지급률 = 지급건수 / 총계약수

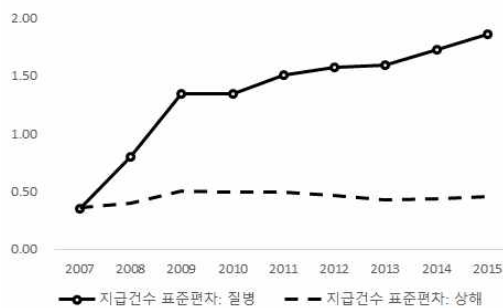
〈그림 2-14〉 건당지급금



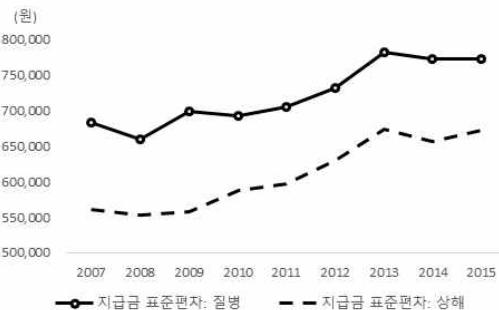
주: 건당지급금 = 지급금 / 지급건수

질병 지급건수 표준편차는 지속적으로 상승하였으나 상해 지급건수 표준편차는 상대적으로 안정적이다. 반면 질병과 상해 모두 지급금의 표준편차가 꾸준히 상승하였다.

〈그림 2-15〉 지급건수 표준편차: 질병 · 상해



〈그림 2-16〉 지급금 표준편차: 질병 · 상해



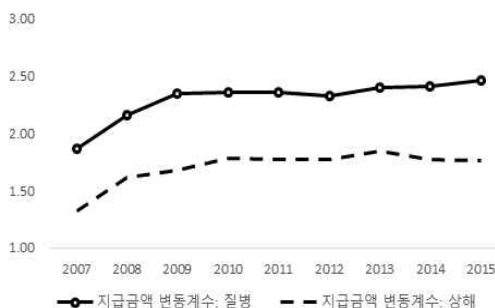
질병과 상해 모두 지급건수의 변동계수가 감소하였으며 특히 질병 지급건수의 변동계수 하락정도가 상해보다 컸다. 변동계수는 평균대비 표준편차의 비율로 분포의 산포도(dispersion)를 나타내는 지표로 2010년 이후 질병 지급건수의 변동계수는 감소했으나 상해 지급건수의 변동계수는 비슷한 수준을 유지했다. 이는 상대적으로 상해에 비해 질병의 평균이 표준편차보다 더 많이 상승했기 때문이다.

반면 질병과 상해 모두 지급금액의 변동계수는 소폭 상승했다. 하지만 전체적으로 지급금 분포의 변화가 크지는 않아 보인다. 절대적인 수준에서는 질병 지급금 변동계수가 상해 지급금 변동계수보다 크지만 질병의 경우 평균 지급금액이 낮음에도 표준편차가 상대적으로 더 크기 때문이다. 이는 질병의 세부 보장항목이 상해보다 조금 더 다양하기 때문인 것으로 보이며 이 과정에서 비급여 의료비에 대한 선택적 요인이 영향을 미쳤을 수 있었을 것으로 생각된다.

〈그림 2-17〉 지급건수 변동계수: 질병 · 상해



〈그림 2-18〉 지급금 변동계수: 질병 · 상해

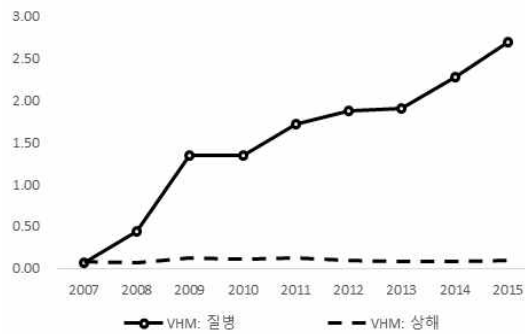


분석결과, 질병과 상해간 다소의 차이가 나는데 이는 질병과 상해의 위험률과 담보 특성 차이에서 기인하는 것으로 질병과 달리 상해는 실제 상해사고가 발생한 것에 대해서만 보험금 지급이 이루어지기 때문이다.

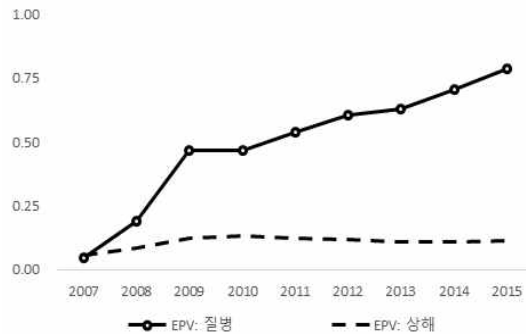
2) 신뢰도계수

질병 VHM은 상당히 높은 수준인 반면 상해 VHM은 낮았다. 이는 상해보다 질병이 위험집단 내 이질성 정도가 높다는 의미이다. 또한 상해 VHM이 뚜렷한 추이를 보이지 않는 반면 질병 VHM은 지속적으로 증가해왔다.

〈그림 2-19〉 VHM(a)

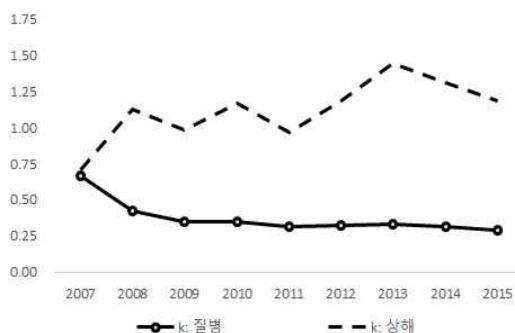


〈그림 2-20〉 EPV(v)

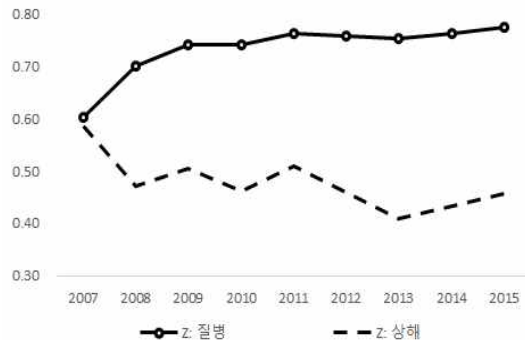


상해 EPV는 소폭 감소했으나 질병 EPV는 VHM과 마찬가지로 꾸준히 상승해 왔다. EPV만을 놓고 본다면 질병 EPV가 상해 EPV보다 높지만 신뢰도계수 산정에서는 EPV와 VHM의 절대적인 수준이 중요한 것이 아니라 EPV와 VHM의 상대적인 비율 k 가 중요하다. VHM이 EPV에 비해 상대적으로 크다면 k 가 작아지므로 신뢰도계수는 1에 가까워지며 반대로 전체 분산 중 EPV의 비중이 높다면 k 가 커져 개별 경험자료에 대한 가중치는 낮아지고 전체 평균의 반영비율이 높아진다. 분석 결과 상해의 k 에 비해 질병의 k 가 낮은 것을 알 수 있는데 이를 통해 보험료를 차등화한다면 질병의 경우 차등화 효과가 더 높을 것임을 알 수 있다.

〈그림 2-21〉 비율 k



〈그림 2-22〉 신뢰도계수 z



최종적으로 산출된 신뢰도계수를 보면 상해의 신뢰도계수는 감소해온 반면 질병의 신뢰도계수는 상승해왔다. 이를 통해 질병의 경우 보험료 산정 시 개별 경험자료의 반영 필요성이 지속적으로 증가해왔음을 알 수 있다.

3) 신뢰도보험료

신뢰도를 산정하는 이유는 위험집단이 동질적이지 않고 계약자별 위험특성의 편차가 크다고 판단될 시 위험집단의 평균보험료 대신 계약자별 경험자료를 반영해 차등보험료 산정에 대한 타당한 기준을 마련하기 위함이다. 이때 신뢰도는 계약자별 손실정보가 절대적 기준에서 얼마나 신뢰할 수 있는지 여부가 아니라 등급요율에 비해 상대적으로 어느 정도로 신뢰할만한 요율산정 정보로 활용될 수 있는가에 대한 정량화된 가중치를 의미한다.

〈표 2-9〉 분석결과 요약: VHM, k , Z

구분		2007	2009	2011	2013	2015	증분 ¹⁾	비율 ¹⁾
질병	VHM	0.07	1.34	1.71	1.90	2.68	2.61	36.4
	k	0.66	0.35	0.31	0.33	0.29	(0.37)	0.4
	Z	0.60	0.74	0.76	0.75	0.77	0.17	1.3
상해	VHM	0.08	0.13	0.13	0.08	0.10	0.02	1.3
	k	0.71	0.98	0.97	1.44	1.18	0.47	1.7
	Z	0.58	0.50	0.51	0.41	0.46	(0.13)	0.8

주: 1) 2015년과 2007년의 차이 및 비율

VHM은 위험집단내 계약자별 위험수준의 편차를 나타내며 VHM이 높아졌다면 해당 보험계약의 위험이질성이 증가한 것이므로 경험자료를 반영한 보험료 차등화가 필요하다 볼 수 있다. 이때 주목할 점은 VHM이 상승하는 보험계약집단에 대해 동일 보험료를 계속해서 유지할 경우 즉, 보험료를 차등화하지 않을 경우에는 시간이 경과함에 따라 평균이 증가할 개연성이 있다는 점이다. 앞서 실증분석에서 $\pi(\theta) \sim Pois(\theta)$ 임을 가정하였는데 포아송분포는 가정에 의해 $E[Y] = V[Y] = \theta$ 가 되므로 계약자간 위험이질성이 증가함에 따라 위험수준의 분산인 VHM 역시 상승하게 되고 이로 인해 전체 분산도 함께 상승하게 되어 결과적으로 평균 역시 상승하게 될 수 있다는 점이다. 물론 이는 분포에 대한 가정을 달리할 경우에는 성립되지 않을 수 있지만 포아송분포나 음이항분포처럼 평균과 분산이 관련성을 갖는 경우에는 충분한 개연성이 있다.

〈표 2-10〉 신뢰도보험료 상대도

지급건수	질병		상해	
	상대도 ¹⁾	비중 ²⁾	상대도	비중
0	0.2	72.6%	0.5	91.9%
1	1.2	10.0%	4.5	5.9%
2	2.2	6.6%	8.5	1.5%
3	3.2	3.7%	12.6	0.4%
4	4.2	2.4%	16.6	0.2%
...	...	...	...	...
20	19.9	0.0...%	80.6	0.0...%

주: 1) 산출된 신뢰도보험료 대비 평균 보험료의 비율(지급건수별 신뢰도보험료 / 위험집단 보험료)

2) 비중은 전체 지급건수 중 각 지급건수의 비중

산출된 신뢰도보험료 상대도를 보면 20건을 청구할 경우 질병 19.9, 상해 80.6으로 상해의 상대도가 질병대비 4배 정도 높다. 이는 질병 무청구 비율 72.6%, 상해 무청구 비율이 91.9%로 상해의 무지급건수의 비중이 높기 때문에 지급건수가 증가함에 따라 평균대비 보험료가 큰 폭으로 커지기 때문이다. 다만 이는 전체 자료에 대한 값으로 보다 세분화된 경험자료별 분석결과와 보험포트폴리오에 대한 전략적 고려를 감안할 경우 실제 차등화 상대도와 차이가 있을 수 있다.

5. 소 결

현재 실손의료보험의 보험료는 제한적인 요율변수만을 반영한 단일요율을 적용하고 있다. 단일보험료 부과방식은 계약자별 위험특성의 편차와 가입자 선택의 폭이 큰 실손의료보험의 보험료 체계로서 논리적 타당성을 지니기 힘들다. 적합성이 낮은 단일보험료 체계를 고수한다면 손해율 상승과 이로 인한 보험료 인상에 대한 실손의료보험 시장 참가자들의 불만은 증폭될 것이다. 아울러 저위험군 계약자의 시장 이탈이 계속될 것이며 이로 인해 보험의 재무건전성이 훼손되고 시간이 흐름에 따라 보장 축소와 보험료 인상이 야기될 수 있다. 이로 인해 야기되는 소비자의 효용감소와 보험회사의 잠재적 이익축소는 현재의 문제점을 방치할 경우 실손의료보험의 시장 참가자들의 감내해야 될 사회적 비용이다.

실손의료보험이 당면한 문제점을 해결하기 위해 무엇보다 시급한 것은 실손의료보험에 적합한 보험료 산출체계를 정립하는 것이다. 새롭게 적용될 실손의료보험의 보험료 체계는 계속되는 손해율 상승과 이로 인한 보험료 인상 of 근원적 발생 가능성을 최소화할 수 있는 것이어야 하며 공정한 보험료 부과를 위한 이론적 타당성을 갖추어야 한다. 단일보험료는 건강보험시장의 광범위한 계약자별 위험특성을 제대로 반영하지 못할 뿐만 아니라 비급여 의료비 지출 의사결정과정에서 발생

할 수 있는 계약자의 선택을 통제하기 어렵기 때문에 위험수준별로 차등화된 보험료를 부과하는 것이 필요하다.

또한 실손의료보험의 보험료 차등화 방식은 실손의료보험의 위험집단 구성원의 특성을 잘 반영할 수 이론적 타당성을 지닌 것이어야 한다. 실손의료보험의 위험특성 분포는 광범위할 뿐만 아니라 현실적으로 관찰 불가능한 미지의 정보를 포함하므로 정확한 추정이 쉽지 않다. 하지만 보험금 지급정보를 보험료 산정에 포함한다면 계약자의 미지의 위험특성에 대한 정보를 반영하는 것이 가능해진다. 보험금 지급정보는 진정한 계약자별 위험특성이 가장 근사적으로 반영된 귀중한 정보로 보험금 지급정보에는 계약자의 관찰 가능한 위험특성과 관찰 불가능한 위험특성이 모두 반영된다.

보험료가 사전적 위험평가에 의해서 결정되는 손실의 기댓값이라면 보험금은 사후적으로 확정된 손실값이다. 사전적 위험등급화 단계의 보험료가 계약자가 고지한 정보를 반영한 미래 손실의 기댓값이라면 지급된 보험금은 사전적 위험등급화 단계에서 포함될 수 없었던 계약자별 미지의 위험특성에 대한 정보가 반영되어 사후적으로 실현된 위험액이다. 따라서 과거 보험금 지급정보는 계약자별 위험특성에 대해 가장 많은 정보를 담고 있다.

신뢰도보험료는 과거 보험금지급 정보를 보험료 산출 정보로 활용하는 대표적인 손해보험 요율산정방법으로 계약자의 숨겨진 위험특성을 가장 잘 반영하는 정보가 바로 계약자의 과거 보험지급금이라는 베이즈 정리를 근거로 한다. 신뢰도보험료는 가입자간 위험이질성이 높아 위험등급화만으로는 정확한 보험료 산출이 어려울 경우에 적합한 보험료 산출방식으로 이미 다양한 손해보험상품에 사용되고 있다. 이와 같은 이유로 신뢰도보험료는 실손의료보험의 위험평가 방법으로 이론적 타당성을 지닌다.

실증분석 결과 질병 실손의료보험에서 계약자별 경험자료의 반영정도를 나타내는 신뢰도계수가 지속적으로 상승한 것을 확인할 수 있었는데 이는 분석대상인 질

병 실손의료보험의 위험이질성이 증가했다는 뜻으로 분석기간 동안 계약자 중 보험금수령자 비율과 전체 지급률의 상승 정도를 고려할 때 청구자 계약자집단과 무청구자 계약자집단간 평균의 차이가 확대되었기 때문으로 생각된다. 반면 상해의 신뢰도계수는 큰 변화가 없었다. 이를 통해 분석대상 집단의 경우 상해보다는 질병이 경험자료 필요성이 더 높고 보험료 차등화가 보다 시급하다는 것을 알 수 있었다.

제3장 계약자실적과 위험등급화

1. 연구배경과 선행연구

현재 실손의료보험의 담보별 법적 요율변수는 성별, 연령별, 상해급수이다. 실손의료보험의 이질적 위험특성에도 불구하고 이처럼 제한적인 요율변수만을 허용하는 것은 역선택을 심화시켜 지속적인 손해율 상승과 보험료 인상을 야기할 수 있다. 보험업감독규정 및 보험업감독업무시행세칙 개정(2017.3)으로 상품구조가 기본형과 특약형으로 개편되었지만 근본적인 원인인 위험평가 과정의 정보비대칭이 해결되지 않는 한 당면한 문제점을 해결하기는 어려울 것이다. 따라서 계약자별 위험특성을 보다 잘 설명할 수 있는 계약자의 보험금 지급실적을 요율변수로 도입하는 것이 필요하다.

보험금 지급실적 자료는 계약자의 모든 위험특성이 반영되어 사후적으로 확정된 정보로 한정적인 요율변수가 포함하지 못하는 계약자 특성을 보다 잘 반영할 수 있다. 이에 보험금 지급실적 자료의 유의성 확인을 위해 요율산정기법인 일반화선형 모형(GLM, generalized linear model)을 이용해 검증하였다. 검증과정은 먼저 현재 요율변수의 유의성을 GLM 분석을 통하여 확인한 뒤, 현재 요율변수에 과거 계약자별 보험금 지급실적을 포함하여 다시 GLM 분석을 수행하였다. 분석결과, 과거실적 변수가 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 현재 요율변수보다 더 높은 설명력을 갖는다는 점을 확인하였다. 이를 토대로 계약자 실적 변수의 도입이 실손의료보험의 보험료 차등화를 위해 필요하며 실손의료보험에도 사후적 요율산정기법이 요구된다는 점을 알 수 있었다.

가. 연구배경

실손의료보험은 국민건강보험이 보장하지 않는 보험급여의 본인부담금과 비급여 의료비를 보장하는 보완형 민영건강보험으로 급속히 성장해왔다. 하지만 외형적 성장과 함께 손해율도 상승해왔으며 이로 인한 지속적인 보험료 인상으로 실손의료보험의 지속가능성에 대한 문제의식 역시 폭넓게 확산되어 왔다. 이에 정부는 실손의료보험의 안정적인 공급을 위해 종합적인 실손의료보험 제도개선 방안을 마련하고자 기본형과 특약형으로 상품구조를 개편하였다.

하지만 상품구조 개편이 과연 실손의료보험의 구조적 손해율 인상을 억제하고 보험료 인상을 안정화시킬 수 있는가에 대해서는 좀 더 숙고할 필요가 있다. 바뀐 제도는 궁극적으로는 위험률에 따라 계약자에게 차등화된 보험료를 적용하는 개념이라기보다는 보장수준이 다른 두 상품을 선택할 수 있도록 함으로써 계약자가 자발적으로 자신의 위험수준을 드러내게 하는 방법에 해당된다. 하지만 이는 위험률 자체가 분리되는 것은 아니며 단지 상품의 보장영역을 구분한 것에 불과하다. 위험률의 분리가 아니기 때문에 여전히 일부 저위험군은 추가형에 포함된 보장수준을 원하지만 보험료에 대한 부담으로 보장을 축소해야만 할 수 있다. 또한 위험회피적 성향이 강한 저위험군 계약자가 보장을 축소하는 대신 높은 보험료를 부담하더라도 추가형을 선택할 경우 여전히 고위험군과의 평균위험률을 적용받게 된다. 따라서 바뀐 상품구조 하에서도 여전히 저위험군은 고위험군에 비해 상대적인 후생손실을 입게 된다. 이에 새로운 상품구조 하에서 여전히 보험료 차등화가 이루어지지 못한다는 점을 이론적으로 검토하고 이를 개선할 수 있는 계리적 방안으로 계약자 실적정보의 유효성을 실증분석을 통해 검증하였다.

나. 선행연구

실손의료보험에 대한 선행연구에는 국내 실손의료보험의 역선택을 실증분석한 김대환·이봉주(2013)가 있다. 조재훈·이근창(2013)은 극단값 혼합분포 모형을 적용해 실손의료보험의 위험조정을 측정하였고 조재린·지혜수·이항석(2016)은 베이지안 접근법을 이용해 모수불확실성을 반영한 보험위험을 측정했다. 이들은 모두 지급여력관점에서 실손의료보험의 보험리스크를 측정한 논문들이다.

실손의료보험의 보험료 차등화에 대한 연구로는 이경아·이항석(2016)이 있다. 이들은 계약자 위험특성 편차의 상승과 담보별 특성 등을 분석하고 경제학적 관점에서 단일보험료의 유지가 불가하며 차등보험료 도입의 필요성을 주장하였다. 이항석·이수빈·백혜연(2017)은 신뢰도보험료를 적용하여 보험료를 차등화하는 방법을 연구하였는데 위험단위별로 세분화하여 차등화한 보험료를 산정하고 단일보험료와의 손익비교분석을 통해 보험료 차등화의 효율성을 강조하였다.

3장의 실증분석은 실제 실손의료보험의 개별 계약자료를 사용하였다는 점과 계약자별 실적자료의 정보효과를 검증하였다는 점에서 선행연구와 차이점을 지닌다. 2절에서는 상품구조의 변경으로 인한 저위험군의 보장축소 가능성과 이에 따른 위험군별 효용을 비교함으로써 기본형과 특약형의 분리형 상품구조가 실손의료보험의 제반 문제점들을 완화하기에는 부족하다는 문제점을 제기하였다. 3절에서는 계리적 개념인 위험등급화와 위험상대도를 설명하고 보험료 차등화를 위한 효율변수로서 계약자실적 변수가 갖는 이론적 측면의 이점을 상술하였다. 4절은 실증분석의 방법론인 일반화선형모형에 대해서 기술하고 실증분석을 통해 현행 효율변수의 상대도와 계약자실적변수 추가 시의 상대도를 비교함으로써 현행 효율변수 체계를 유지할 경우 정보요인의 왜곡가능성을 지적하였다.

2. 상품구조 변경과 계약자행동

가. 상품구조 변경

정부는 실손의료보험의 안정화와 국민의료비 부담을 완화할 목적으로 실손의료보험 개선방안을 발표하였다. 이에 따라 2017년 4월 1일부터 판매되는 실손의료보험은 기본형과 3개 특약구조로 개편이 되었다. 기본형의 보장범위에는 대부분의 질병·상해에 대한 진료행위가 포함되며 특약형의 보장범위에는 과잉진료의 우려가 있거나 보장수준이 부족했던 MRI 등이 포함된다. 상품구조 개편 전과 비교했을 때 기본형과 특약형 1~3을 모두 가입했을 경우의 보장범위는 동일하며 다만 특약형에 한하여 과잉진료를 방지하기 위해 가입자 자기부담비율을 30%로 설정하였다.

〈그림 3-1〉 실손의료보험 상품규정 개정

개편 前		개편 後
보장범위	➡	기본형 대다수 질병·상해에 대한 진료행위
(기본형+특약①,②,③)		특약① 도수치료·체외충격파·중식치료
		특약② 비급여 주사제
		특약③ 비급여 MRI

주: 금융감독원(2016.12)

나. 추가형 상품구조下 계약자행동

상품구조 변경으로 실손의료보험의 계약자는 기본형에 가입할지 기본형과 특약형에 가입할지 보장범위를 선택할 수 있게 되었다. 선택의 여지가 생겼다는 것은 계약자 측면에서 긍정적인 변화이지만 실제로 정책적 변경이 어느 정도로 계약자의 효용을 증가시킬 수 있는지에 대해서는 고려해볼 여지가 있다.

이경아 · 이항석(2016)은 Rothschild · Stiglitz(1976)를 인용해 이질적 위험집단에 대해서 단일보험료를 부과하는 형태의 단일균형이 성립할 수 없다는 점을 들어 실손의료보험의 보험료 차등화가 필요함을 주장하였다. 정보비대칭 하에서 동질적이지 않은 위험집단에 대한 균형은 단일 보험계약이 아닌 복수 보험계약 형태의 분리균형이 될 수밖에 없으며 이러한 분리균형 하에서 저위험집단은 완전보험(full insurance)에 도달하지 못하고 부분보험(partial insurance)에 머물게 된다. 다시 말해 역선택의 근본적인 원인인 정보비대칭 정도를 개선하는 대신 상품구조를 변경함으로써 계약자 선택을 통해 위험집단을 분리하는 경우 저위험군이 선택할 수 있는 보장범위는 고위험자의 역선택유인을 방지할 수 있을 정도로 보장범위를 축소시켜야지만 균형이 유지될 수 있게 된다.

〈표 3-1〉 계약자선택별 위험률과 보장수준

구분	상품	계약자구성	적용위험율 ¹⁾	비고
[1]	기본형(α^L)	저위험군, 고위험군	$\bar{p}$	$p^L < \bar{p} < p^H$
[2]	추가형(α^H)	고위험군	$\bar{p}, p^H$	$p^L < \bar{p} < p^H$ 저위험군 부분보장
[3]	추가형(α^H)	저위험군, 고위험군	$\bar{p}$	$p^L < \bar{p} < p^H$, 저위험군 완전보장

주: 1) 일반적으로 고위험군일수록 보장수요가 높은 점을 고려해 추가형 보험료가 고위험군의 위험률을 반영해 책정된다고 가정

2) 〈그림 2-8〉 불완전정보하 분리균형 성립 참조

〈표 3-1〉은 Rothschild · Stiglitz(1976)를 근거로 상품구조 변경 후의 계약자 선택을 직관적으로 생각한 경우의 적용 위험률과 보장수준을 정리한 것으로 저위험군이 선택할 부분보장 α^L 를 기본형, 고위험군이 선택할 완전보장 α^H 를 기본형과 추가

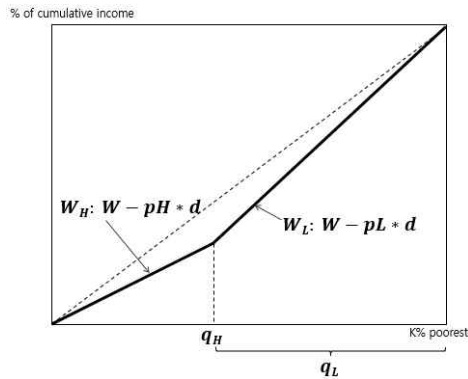
형으로 간주할 수 있다. 하지만 분리균형과 실손의료보험의 상품구조 간에는 큰 차이점이 존재한다. 전자는 위험률이 p^L 과 p^H 로 분리되어 두 위험군이 다른 위험률을 적용받는 상태를 상정한 반면 후자는 계약자를 위험수준별로 구분한 것이 아니므로 여전히 기본형의 모든 계약자가 평균위험률 $\bar{p}$ 를 적용받는다. 다시 말해 기본형은 축소된 보장범위를 제공하지만 이는 고위험군도 기본적으로 선택하게 되므로 기본형 상품의 위험률은 전체 가입자의 위험률 평균인 $\bar{p}$ 가 되어 저위험군은 여전히 똑같은 보험료를 납부하게 되는 것이다.

마찬가지로 추가형도 저위험군이 포함되는 경우와 고위험군만 포함할 경우로 나누어 생각해 볼 수 있다. 만약 높은 보험료에도 불구하고 위험회피성향이 강한 저위험군이 가입할 경우 추가형의 보험료는 고위험군의 위험률과 근사한 수준인 $\tilde{p}^H$ 가 되어 저위험군은 여전히 높은 보험료를 부담하게 된다. 즉, 고위험군 위험률에 상당하는 $\tilde{p}^H$ 수준의 보험료를 납부하여야만 완전보장에 이를 수 있으며 저위험군 모두가 추가형에 가입할 경우에도 기본형과 마찬가지로 평균위험률 $\bar{p}$ 를 적용받는다.

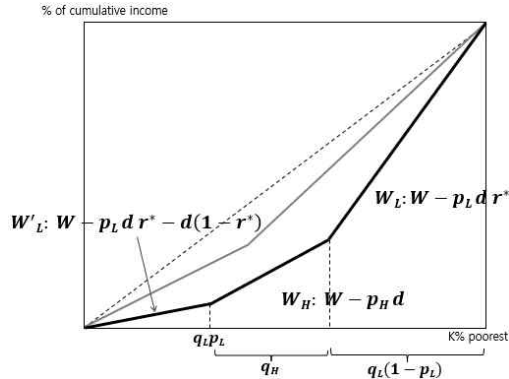
가령 저위험군도 도수치료나 만일의 경우를 대비해 MRI를 포함하는 추가형에 가입하고 싶어도 자신이 생각하는 위험률 p^L 보다 높은 p^H 를 반영하여 책정되는 추가형 보험료가 부담스러워 기본형만 가입하게 되는 상황이 발생하는 것이다. 따라서 저위험군은 보장수준을 확대하기 위한 보험료가 부담스러워 부분보험 상태로 남는 것을 선택할 가능성이 크다.

부분보장은 위험전가를 제한해 보험사고 발생 시 계약자의 효용을 감소시킬 수 있다는 문제점을 지닌다. 완전보험 상태인 고위험군은 보험사건이 발생해도 보험금을 받아 소득을 보전할 수 있지만 부분보험을 선택한 저위험군은 보장을 받지 못하므로 보험사건이 발생할 경우 고위험군보다 오히려 소득이 감소할 수 있게 된다. <그림 3-2, 3-3>은 부분보장으로 인한 저위험군의 효용감소 가능성을 도식화한 것이다.

〈그림 3-2〉 정보대칭下 로렌츠곡선



〈그림 3-3〉 정보비대칭下 로렌츠곡선



자료: Hoy(2006) 수정

Hoy(2006)는 규제적 역선택(regulatory adverse selection)으로 인해 분리균형 하에서 보험사건 발생 여부에 따라 저위험군의 효용이 고위험군에 비해 상대적으로 더 감소할 수 있다는 사실을 보였다. 로렌츠 곡선⁹⁾은 보험가입 정도에 따른 사회 전체의 소득을 나타낸 것으로 로렌츠 곡선의 가로축은 개인별 소득의 비율, 세로축은 누적소득의 비율을 나타낸다. 점선은 개인별 소득이 W 로 같다고 간주하고 사회전체 소득이 구성원별 소득인 W 만큼 비례적으로 증가함을 나타내며 실선은 보험가입 정도에 따라 위험집단별 소득이 어떻게 바뀌는가를 나타낸다. q_H, q_L 은 고위험군과 저위험군의 구성비율, p_H, p_L 는 고위험군과 저위험군의 위험률, 손실액은 d , 부보비율은 r^* 이다.

〈그림 3-2〉의 정보대칭 상황에서 구성원은 각자의 위험률에 따라 보험료 $p_H d, p_L d$ (위험집단별 기대손실액)를 지불하며 보험사고 발생 시에는 완전보험 상태(부보율 $r^* = 1$)이므로 모든 계약자가 손실액 d 를 보상받는다. 따라서 보험사고 발생여부와 상관없이 소득이 $W - p_H d, W - p_L d$ 으로 같다. 반면 〈그림 3-3〉는 정보비대칭 상

9) 원래 로렌츠곡선은 구성원간 소득 혹은 부의 분배를 나타낸 것으로 소득분포의 불평등정도를 설명하는데 주로 사용되는 개념이나 Hoy는 이 논문에서 소득이 같고 효용함수가 동일하다는 가정을 적용해 효율차등화 도입 전후의 후생을 비교하는데 사용하였음.

황으로 Rothschild · Stiglitz(1976)와 같이 고위험군은 완전보험 상태이나 저위험군이 부분보험 상태일 때의 위험집단별 소득을 나타낸다. 고위험군은 완전보험이므로 보험사고 발생 여부와 관계없이 $W - p_H d$ 이 된다. 하지만 저위험군은 부분보험(부보율 $r^* < 1$)으로 보험사고 발생 시 저위험군의 소득 W_L 은 $W - p_L d r^* - d(1 - r^*)$ 으로 보험사고 미발생 시 소득 $W - p_L d r^*$ 보다 $d(1 - r^*)$ 만큼 감소한다. 보험사고 발생에 따른 위험집단별 소득을 비교하면 $W_L^{\text{보험사고 발생}} < W_H < W_L^{\text{보험사고 미발생}}$ 이 되어 보험사고 발생 시 저위험군의 소득이 고위험군의 소득보다 더 낮아진다.

다시 말해 실손의료보험의 상품구조 변경이 고위험군의 경우에는 큰 영향을 미치지 않을 수 있지만 저위험군의 경우 보장축소 우려의 여지가 있다고 볼 수 있으며 이러한 부분보장 상태에서 보험사건이 발생할 경우 저위험군의 효용은 감소할 수 있다. 따라서 보다 근본적인 문제해결을 위해 실손의료보험의 정보비대칭 상황을 완화하는 것이 필요하며 이러한 문제점을 완화하기 위한 방안으로 계약자별 위험특성을 반영할 수 있는 적합한 요율변수 산정을 고려할 필요가 있다.

3. 위험등급화와 계약자 실적정보

가. 위험등급화

보험료 차등화를 시행하기 위해서는 우선적으로 차등보험료를 부과할 수 있도록 전체 위험을 유사한 위험특성을 지니도록 집단화하는 과정이 필요하다. 이러한 과정을 위험등급화(risk classification)라 하며 유사한 위험별로 등급화하기 위한 위험특성을 요율변수(rating variables)라 한다.

위험등급화는 개별위험에 대한 보험료를 추정하기에 정보가 충분하지 않을 때 주로 사용된다. 기업성 보험처럼 큰 개별위험을 담보하는 경우에는 자체 경험자료

를 참조하거나 일정한 가정을 두어 요율을 정할 수 있지만 다수의 소규모 위험들로 구성된 개별위험을 평가하는 경우에는 유사한 위험특성별로 그룹화하여 위험집단별 평균가격을 산출한다. 때문에 위험등급화는 동일 위험집단에 속하는 가입자의 예상손해비용이 같다고 간주하며 개별위험들을 유사한 예상손해비용을 갖도록 그룹화 하는 것에서 시작한다. 가령 자동차 연식에 따라 자동차보험의 예상손해비용이 달라진다고 하면 차량의 연식이 요율변수가 되며 0년, 1년 등 차량의 경과년수가 요율변수의 수준이 된다. 이와 같이 요율변수 수준별로 전체 계약을 세분화한 뒤 요율변수의 기본수준을 적용하여 위험수준의 상대도에 따라 조정된 요율차이를 계산하며 이를 요율상대도(relativity)라 한다.

요율산정 시 우선적으로 고려해야 할 점은 위험집단 내 위험동질성을 유지하는 것이다. 이는 동일 위험집단 내 개별 위험의 기대손실비용이 상당한 유사성을 가져야 함을 의미한다. 따라서 해당 위험집단에 속한 하부그룹 간에는 통계적으로 유의할 정도의 차이가 나는 잠재적 손실가능성이 없어야 하며 통계적으로 유사하지 않은 위험이 있다면 다른 위험집단에 배분되어야 한다. 또한 요율변수는 객관적으로 정의되어야 하고 모호해서는 안 된다. 그래야지만 측정 가능할 뿐만 아니라 조작가능성을 낮출 수 있어 직관적으로 보험비용과 연계될 수 있다. 또한 실무적으로 요율변수를 적용하려면 관리비용이나 정보처리 비용이 현실적인 수준을 넘어서는 안 된다.

위험등급화의 목적은 효율적인 보험료 차등화를 가능하게 함으로써 궁극적으로 역선택이 야기할 수 있는 부작용을 낮추기 위한 것으로 첫째, 위험등급화는 역선택을 낮추어 보험시장의 재무적 건전성을 보호하기 위한 것이다. 역선택은 계약자와 보험회사의 경제적 요인끼리 상호작용의 결과로 계약자는 보험료를 최소화하고자 보험료 비교를 통해 다른 보험회사나 무보험 상태로 이동하려 한다. 반면 보험회사는 지급여력을 안전하게 유지하기 위해 자본적정성을 유지할 수 있을 정도의 충분한 보험료를 부과하고자 한다. 낮은 보험료를 향한 계약자의 선택과 선택으로 인한 이동 과정에서 보험시장의 경제적 요소들은 불균형상태에 놓일 수 있으며

이때 보험시장 내 혹은 보험시장 밖으로 계약자 움직임이 발생할 수 있다. 이러한 ‘계약자 이동(policyholder dynamics)에 의한 계약자 재배치(relocation)’가 경제적 불안정성과 보험의 재무적 안정성을 위협하는 주요 요인이 된다¹⁰⁾. 따라서 적절한 위험등급화는 합리적 보험료 차등화를 가능하게 해 역선택으로 야기되는 경제적 불안정성을 낮출 수 있다.

둘째, 위험등급화는 계약자간 형평성을 높이기 위한 방법이다. 역선택은 보험료가 기대손실비용을 제대로 반영하지 못할 때 발생한다. 따라서 합리적인 보험료 차등화란 타당한 기준에 따라 계약자간 기대손실비용을 보험료로 책정해 역선택을 방지하는 것이다. 이때 위험등급별 보험료는 등급별 기대손실비용의 차이를 반영해야 하며 특정 위험집단의 이익을 재분배해 다른 위험집단을 보조해서는 안 된다. 계약자간 형평성을 유지하기 위해서 위험등급간 보험료와 기대손실비용 사이에는 밀접한 대응관계가 성립되어야 하며 동일 위험등급에 속한 개별위험의 크기는 해당 등급 내 다른 구성원의 기대손실비용과 실질적으로 같아야 한다. 때문에 평균보다 상당 수준 높거나 낮은 개별위험은 다른 등급에 속해야 한다.

셋째, 위험등급화는 경제적 유인제공을 위해 필요하다. 보험시장에서 가장 경쟁이 심한 세분시장은 저위험군 영역인데 이때 저위험군의 보험가입을 유도하기 위해서는 고위험군보다 낮은 보험료를 부과해 저위험군에게 경제적 유인을 제공할 수 있어야 한다. 따라서 경쟁적인 보험시장에서 효과적인 경쟁을 하기 위해서 보험회사는 식별 가능한 위험군의 기대비용에 따라 보험료를 책정할 수 있는 능력이 필요하다.

10) 일례로 1900년대 초 미국에서 몇몇 요율산정기관들이 사망률차이를 반영하지 않고 모든 연령에 대해 보험료조정을 하지 않는 종신보험을 제공하였는데, 이때 젊은 가입자들은 점차 낮은 보험료를 제공하는 경쟁사로 이탈하거나 보험가입을 선택하지 않았다. 이로 인해 탈퇴로 남아있는 가입자들의 보험료는 더 상승하게 되었고 잔존가입자 중 일부는 추가로 탈퇴를 선언하였다. 위험등급화를 적용하지 않은 결과 계약자 이동의 결과 지속적으로 보험료가 상승하는 구조가 형성된 것이다.

나. 계약자 실적정보

1) 베이지언 프리미엄

계약자별 위험특성을 정확히 파악할 수 있다면 정보비대칭으로 인한 문제는 발생하지 않는다. 계약자 i 와 보험회사간 정보비대칭은 계약자 i 의 비관찰정보 θ_i 에서 발생한다. 계약자 i 의 관찰정보 X_i 는 성별, 나이와 같은 요율변수를 통해 파악될 수 있다. 이때 사전적으로 파악 가능한 계약자 i 의 미래손실액 Y_i 는 $E[Y_i|X_i]$ 이다. 위험등급화는 가입시점에 고지된 정보인 요율변수를 반영한 위험평가로 베이지언 프리미엄에서는 이를 사전적 요율산정(a priori ratemaking)이라 한다. 사전적 요율산정의 목적은 미래손해액 Y_i 에 대한 예측변수 X_i 를 찾아내 순보험료 $E[Y_i|X_i]$ 을 산출하는 것이다. 이때 예측변수 $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots)$ 는 보험회사가 산정한 요율변수로 가입자의 성별이나 나이 등에 해당한다. 하지만 계약자 i 의 진정한 미래손실액은 관찰정보 X_i 와 비관찰정보 θ_i 를 모두 반영한 $E[Y_i|X_i, \theta_i]$ 이며 직관적으로도 반영정보 차이가 있는 두 기댓값은 같지 않다($E[Y_i|X_i] \neq E[Y_i|X_i, \theta_i]$). 따라서 비관찰정보 θ_i 가 다양할수록 사전적 요율산정에 의한 기대손실값 $E[Y_i|X_i]$ 과 사후적으로 실현된 손실액 Y_i 의 차이는 커질 것이다.

계약자 실적정보는 계약자별 과거 지급실적으로 요율변수와 계약자의 비관찰정보 θ_i 가 모두 반영되어 사후적으로 실현된 값이다. 따라서 계약자 i 과거 지급정보 $(Y_{i-1}, Y_{i-2}, \dots)$ 는 계약자 정보 $\{(X_{i-1}, \theta_{i-1}), (X_{i-2}, \theta_{i-2}), \dots\}$ 가 모두 담겨져 있으며 이는 시간의 흐름에 따라 $E[Y_i|X_i, \theta_i] \approx E[Y_i|X_i, (Y_{i-1}, Y_{i-2}, \dots)]$ 으로 수렴한다¹¹⁾. 따라서 보험료 산출 시 계약자 실적정보를 반영할 수 있다면 요율변수 X_i 만으로는 파악하기 힘든 계약자 i 의 θ_i 를 보다 잘 파악할 수 있다.

11) 계약자 정보와 베이지언 프리미엄에 대한 내용은 Denuit · Marechal · Pitrebois · Walhin(2007)를 참조하였다.

또한 계약자 실적정보는 계약자별 위험이질성 파악에 적합하다는 정보적 우수성과 실무적 측면에서 정보의 처리비용이 비교적 크지 않고 효율변수로서 비차별적이라는 장점을 지닌다. 위험등급화 과정에서 많은 효율변수가 사용되지만 실질적으로 모든 위험특성을 파악하기는 어려우며 어떤 효율변수는 운영상 기준, 법적 기준 등에 의해 위험등급화에 포함되기 힘들다¹²⁾. 따라서 효율변수 적용의 법적, 현실적 제약성으로 인해 위험등급화를 거친 후에도 위험집단 내 잔여 위험이질성은 상당부분 남아 있게 된다.

2) 사후적 효율산정

상술한 바와 같이 정확한 계리적 기댓값 $E(Y|X, \theta)$ 을 산출하기 위해서는 숨겨진 계약자 위험특성에 대해 관찰 불가능한 정보 θ 가 필요하다. 하지만 현실적으로 이용이 불가능하기 때문에 대신 과거 지급정보($Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$)를 적용해 차기 보험료 $E[Y_t|X, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots]$ 를 산출하는 방법이 사후적 효율산정(a posteriori ratemaking)이다.

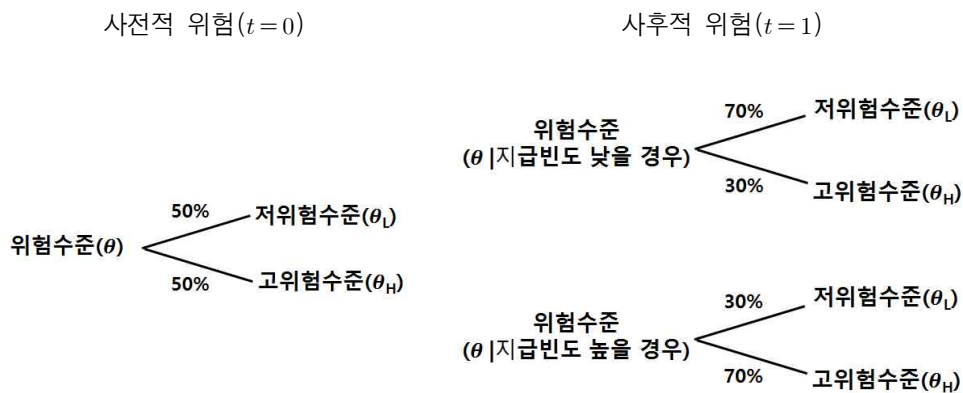
실무적으로 적용되는 대표적 사후적 효율산정 방법은 할인할증제도(bonus-malus system)이다. 할인할증제도는 가입자별 보험금 지급정보를 반영해 계약자별 상대적 위험수준을 산출하는 방법으로 연도별 보험료가 보험금 지급실적 변동에 따라 크게 달라질 수 있다. 따라서 갱신시점마다 크게 변하는 보험료의 조정폭을 다소 완화하기 위한 방법으로 과거 납부보험료와 당기 보험료를 평활하기 위한 방법이 할인할증제도이며 이는 베이시언 보험료를 이론적 토대로 한다.

할인할증제도는 기본 위험수준에 지급정보를 반영하여 계약자별 상대 위험수준을 산출하는 방법이다. 보험회사는 사전적으로 어떤 계약자가 위험이 높고 어떤 계약자가 위험이 낮은 지를 구분할 수 없기 때문에 평균적인 위험수준을 적용한다. 하

12) 미국의 역모기지 시장에서 인종은 평균 주택값과 상당히 밀접한 변수이지만 차별성으로 인해 효율변수에서 제외된다.

지만 관찰을 통해 보험가입 기간 동안 보험금 지급빈도가 낮다면 저위험군일 가능성이 높다고 판단할 수 있으며 반대로 보험금 지급빈도가 높다면 고위험군일 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이때 계약자별 위험수준 θ 는 보험가입 후 지급청구 정보를 반영하여 조정되기 때문에 계약자별로 다른 값을 가지며 이를 근거로 기본보험료¹³⁾ 대비 계약자별 상대적 위험도(relative risk level)를 산출한다.

<그림 3-3> 사전적 · 사후적 위험



주: 계약자별 위험수준(θ)을 나타내기 위한 계약자 실적정보로 빈도와 심도(손해액) 모두 가능하지만 일반적으로 빈도가 좀 더 유의한 경향이 있음.

<그림 3-3>에서 전체 사전적 위험수준은 사전적 위험집단별 확률에 위험집단별 비중을 적용하고 전체 사후적 위험수준은 보험기간 동안의 계약자 실적정보를 반영하여 조정된 확률을 적용하여 산출한다. 이때 계약자의 지급빈도가 평균보다 높았다면 차기에 보험료 할증을 적용하고 반대로 지급빈도가 평균보다 낮다면 보험료 할인을 적용한다.

13) 기본수준(base level) 집단의 보험료

4. 실증분석

가. 일반화선형모형

일반화선형모형(GLM, generalized linear model)은 선형모형(LM, linear model)의 주요 가정인 반응변수의 정규성과 오차항의 등분산을 상정하지 않아 포괄적 적용이 가능한 회귀분석모형이다. 따라서 일반화선형모형은 보험금처럼 설명변수 X_i 와 반응변수 Y 간 선형관계가 성립하지 않는 비정규성 자료에 적합하다.

일반화선형모형은 선형모형의 주요 가정을 배제하였다는 것 이외에 선형관계에 대한 가정에서도 차이가 있다. 선형모형은 설명변수 x_i 와 반응변수 y 간 선형관계를 상정한다. 이때 x'_i 는 $x_1, x_2, \dots, x_p$ 인 설명변수 행벡터이고 β 는 모수로 β_j 의 열벡터이다. 식(3.1)은 x_j 이외 모든 x 를 상수로 고정했을 때, x_j 가 한 단위 증가함에 따라 y 가 β_j 만큼 증가한다는 것을 의미한다.

$$y_i = x'_i \beta + \epsilon_i. \quad (3.1)$$

$$g(\mu_i) = x'_i \beta. \quad (3.2)$$

$$f(y) = c(y, \phi) \exp\left\{\frac{y\theta - a(\theta)}{\phi}\right\}. \quad (3.3)$$

반면 일반화선형모형은 식(3.2)에서처럼 설명변수가 반응변수 y_i 의 기댓값인 μ_i 의 함수값과 선형관계를 갖는다고 가정한다. 연결함수(link function) $g(\mu_i)$ 는 반응변수 y_i 의 기댓값 μ_i 의 미분가능 단조함수이며 반응변수의 분포를 지수족(exponential family)으로 가정한다. 지수족 확률분포의 확률밀도함수는 식(3.3)의 형태를 띠는데 상수인 정준모수(canonical parameter) θ 와 산포모수(dispersion parameter) ϕ , 함수

인 $a(\theta)$ 와 $c(y, \phi)$ 에 의해서 최종적인 형태가 결정된다.

지수족 확률분포의 적률은 평균이 μ , 분산 $Var(y) = \phi V(\mu)$ 의 형태로 분산함수 $V(\mu)$ 는 μ 의 함수형태이다. 따라서 지수족 확률분포를 따르는 반응변수의 분산은 평균의 증가에 비례해 증가하는데 이는 평균이 커질수록 분산도 증가하는 일반적인 보험자료의 특성에 적합하다. 보험금 지급금액 및 사고건수에 자주 쓰이는 지수족 분산함수는 <표 3-2>과 같다.

<표 3-2> 지수족 연결함수와 분산함수

분포	θ	구분	분산함수
Binomial	$\log(\mu/(1-\mu))$	logit	$\mu(1-\mu)$
Gamma	$-1/\mu$	inverse	μ^2
Gaussian	μ	identity	1
Inverse-Gaussian	$-2/\mu^2$	$1/\mu^2$	μ^3
Poisson	$\log \mu$	log	μ
Negative Binomial	$\log \mu$	log	$\mu(1+\alpha\mu)$

자료: Venables, W.N., Ripley, B.D.(2002)

$$l(\beta, \phi) = \sum_{i=1}^n \ln f(y_i; \beta, \phi) = \sum_{i=1}^n \left\{ \ln c(y_i, \phi) + \frac{y_i \theta_i - a(\theta_i)}{\phi} \right\}. \quad (3.4)$$

$$\ln(\mu) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p. \quad (3.5)$$

$$\mu = e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p}. \quad (3.6)$$

반응변수의 분포를 선택하였다면 해당 분포의 $a(\theta)$ 에 따라 최대우도추정법(MLE, maximum likelihood estimation)을 이용해 관찰된 표본 $y_1, \dots, y_n$ 에서 우도가 최대가 되게 하는 β 와 산포모수 ϕ 를 추정한다. 만약 $y \sim Pois(\mu)$ 라면 식(3.3)의 확률함수는

$\phi = 1$, $\theta = \ln(\mu)$, $a(\theta) = e^\theta$ 이 되며 로그우도를 최대화하는 값을 구한다.

항등함수를 가진 정규분포를 제외하고는 최대화를 위한 식(3.4)의 1차조건(first order condition)을 구하기 어렵기 때문에 뉴턴-랩슨반복이나 피셔스코어링 등 수치적 계산방법을 사용한다. 일반화선형모형의 결과는 log 연결함수를 사용하는 경우 승법성(multiplicativity)이 성립하기 때문에 요율변수간 상대도(relativity)를 적용하기에 용이하다는 장점이 있다. 요인별 상대도는 로그연결함수를 사용한 결과에 지수를 취하며 이때 기준수준 e^{β_0} 대비 $e^{\beta_p x_p}$ 가 해당 변수의 상대도이다.

나. 자료

분석자료는 실제 실손의료보험의 계약 및 보상자료로 2015년 유효계약 중 2016년에도 유지되고 있는 계약이다. 2016년 연령 50세에 해당하는 약 10만 건의 계약 데이터 중 2015년과 2016년의 보상데이터와 계약자번호가 일치하는 자료를 사용하였다. 설명변수로 연령, 성별, 상해등급, 담보1(상해·질병·종합), 담보2(외래·입원·처방)와 계약자별 지급건수를 계약자실적변수로 사용하였다.

〈표 3-3〉 자료[2]

구분	계약자료, 보상자료
년도	FY2015~FY2016
연령	50대
변수	성별, 나이, 상해등급[1급~3급], 지급건수, 지급금액 담보1[상해, 질병, 종합 ¹⁾], 담보2[외래, 입원, 처방]

주: 1) 종합은 상해·질병 포함

2) 자료[1]은 총괄자료이며 자료[2],[3]은 개별 계약자료임

자료형태: 계약자료

고객 번호	성별	담보 코드	담보명	가입 금액	판매 연도	판매 연령	지급 연령	지급 금액	실적 연도
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...

자료형태: 보상자료

고객 번호	사고 번호	성별	담보 코드	담보명	가입 금액	사고 연도	지급 연령	지급 금액	실적 연도
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...

다. 분석결과¹⁴⁾

먼저 현행 요율변수의 통계적 유의성을 확인하고 추정된 결과를 이용해 현재 요율변수간 상대도를 파악하였다. 심도는 감마분포를 가정하였으며 빈도는 포아송분포를 가정하였다. 이후 계약자실적 변수를 포함하여 추정된 요율변수 상대도를 요율변수만 반영한 경우의 상대도와 비교해 계약자실적 변수가 미래 보험금지급의 설명변수로 어느 정도의 정보효과를 갖는지를 살펴보았다.

1) 요율변수 검증

현행 요율변수인 성별, 연령, 상해급수, 담보에 대해 유의성을 검토하였다. 이는 실손의료보험의 요율변수의 유의성을 검토한 선행연구가 미흡하기에 일차적으로 사전적 요율변수의 유의성을 통계적으로 확인하기 위함이고 이차적으로는 계약자실적변수 적용 시 정보의 체계적 요인 정도에 대한 왜곡이 없는지를 비교하기 위함이다.

14) 3장의 실증분석은 리스크관리연구 제28권 제4호에 게재된 내용을 토대로 작성되었다.

빈도:

현행 요율 체계에서 사용되는 성별, 연령별, 상해급수별, 담보별 설명변수를 토대로 빈도 GLM 분석을 하였다. 식(3.7)은 현행 요율변수의 β 계수를 추정하기 위한 식으로 연령변수는 연속형 변수, 나머지 변수는 표시변수로 0 또는 1의 값을 갖는다. 기준수준은 남성, 상해급수 1급, 상해, 외래이다.

$$\ln(\mu_{\text{빈도}}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_8 x_8. \quad (3.7)$$

〈표 3-4〉 추정결과[1]: 사전적 빈도

반응변수	지급건수				
반응분포	포아송				
연결함수	Log				
Δ Deviance ¹⁾	10,687				
AIC ²⁾	56,453				
모수	$\hat{\beta}$	se	z-value	Pr(> z)	significance ³⁾
절편	-5.4997	0.2098	-26.2170	< 2e-16	***
여성	0.4557	0.0240	18.9780	< 2e-16	***
연령	0.0335	0.0038	8.8650	< 2e-16	***
상해2급	-0.0999	0.0261	-3.8220	0.0001	***
상해3급	-0.2026	0.0371	-5.4670	0.0000	***
종합	2.3161	0.0425	54.4350	< 2e-16	***
질병	2.1528	0.0373	57.7030	< 2e-16	***
입원	-1.4229	0.0306	-46.5580	< 2e-16	***
처방	-1.3040	0.0282	-46.1760	< 2e-16	***

주: 1) Δ Deviance: 모수추가로 인한 이탈도 감소량(Null deviance-Residual deviance)

2) AIC(Akaike's Information Criterion) = $-2\ln(L) + 2p$

3) '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

<표 3-4>은 사고건수에 대한 추정결과로 포아송분포를 가정하였다. 포아송분포를 사용한 것은 분석자료가 사고건수 0건을 포함하는 이산형 변수이기 때문으로 포아송분포는 일반적으로 보험금지급 청구건수의 분포로 많이 사용된다. 추정결과, 현행 요율변수별 계수는 모두 통계적으로 유의하였다. <표 3-5>는 추정된 계수를 이용하여 산출한 요율변수별 상대도로 각 요율변수가 빈도에 어느 정도의 영향을 미치는지를 비교할 수 있다. 여성이 남성보다 1.58배 정도 지급건수가 많으며 연령이 1세 늘어날 때마다 지급건수는 약 1.03배 증가한다. 요율변수 중 가장 높은 상대도 차이가 발생한 범주는 담보로 상해에 비해 질병의 지급건수가 약 8.6배 높았다.

<표 3-5> 사전적 빈도 상대도

설명변수		상대도
성별	남성	1.0000
	여성	1.5773
연령	+1세	1.0316
담보 1	상해	1.0000
	질병	8.6091
	종합	10.1358
담보 2	외래	1.0000
	입원	0.2410
	처방	0.2714
상해 등급	1급	1.0000
	2급	0.9049
	3급	0.8166

지급건수 분석에 포아송분포 사용 시 한 가지 고려해야 될 점은 과대산포(overdispersion) 현상이다. 과대산포를 고려해야 되는 이유는 포아송분포는 평균과

분산이 같다고 가정하는데 실제 자료의 분산은 대부분 평균보다 크기 때문이다. 이러한 경우 음이항분포를 사용하면 자료의 과대산포를 반영할 수 있다. 음이항분포를 가정할 경우 세부 위험집단별로 평균값 λ 가 다르며 이때 λ 는 확률변수로 감마분포를 따르는 것으로 본다.

<표 3-6>는 빈도에 대한 포아송분포의 분석결과와 음이항분포의 분석결과¹⁵⁾의 모형값을 비교한 것이다. Δ 이탈도는 분석에 사용된 8개 모수 추가 시 분석자료의 이탈도 감소량으로 모수를 전혀 상정하지 않은 경우의 null deviance에서 모수추가 후의 residual deviance를 차감한 값이다. 이탈도의 감소량만 보면 음이항분포보다 포아송분포의 이탈도감소가 크다. 이에 대해서는 포아송분포가 음이항분포보다 극단치값(right-tail)에 대해 적은 가중치를 부여하고 또한 기준값인 null deviance 자체가 크기 때문에 상대적으로 모수추가의 효과가 더 크게 나타난 것이라고 생각해볼 수 있기 때문에 이탈도감소의 절대적인 크기만으로는 판단하기 어렵다.

<표 3-6> 모형선택값[1]: 포아송 · 음이항분포

모형값	포아송	음이항
Δ Deviance	10,487	7,608
AIC	56,453	52,274

반면 AIC(Akaike's Information Criterion)값은 모형선택의 비교값으로 의미가 있다. AIC는 모형선택 시 모수증가로 인한 모형의 복잡성을 고려한 이탈도이다. 회귀분석에서 설명변수의 수를 늘리면 모형의 적합성은 커질 수밖에 없지만 반대로 모형의 질적인 측면은 낮아진다. 따라서 모수의 수에 따른 벌칙항을 포함하여 적합모형에 대한 비교값으로 AIC값을 사용하며 이탈도와 달리 모수의

15) <부록표 1> 사전적 빈도: 음이항분포

개수가 다른 모형간 비교에도 용이하다는 장점이 있다. 지급건수 분석에서 음이항분포를 이용한 경우의 AIC값이 포아송분포의 경우보다 낮아 더 적합성이 개선되었음을 알 수 있다.

하지만 계약자실적변수를 포함한 사후적 빈도모형에는 음이항분포가 아닌 포아송분포를 사용하였는데 이는 사후적 모형에서는 설명변수로 계약자 지급실적을 포함하기 때문이다. 음이항분포는 세부 위험집단별 평균값 λ 가 감마분포를 따르며 주어진 λ 에서는 포아송분포를 따른다고 가정한다. 따라서 설명변수로 계약자 실적을 반영할 경우 이미 전기 계약자실적 자체가 세부 위험집단별 평균값 λ 가 되므로 이때의 분포는 포아송분포를 따른다고 보는 것이 맞기 때문이다. 즉, 음이항분포가 포아송분포보다 적합이 높다는 것은 계약자의 특성이 다르다는 것을 반증하는 것이기 때문에 계약자 실적변수를 포함할 경우에는 원래대로 지급건수의 분포인 포아송 분포를 적용하였다.

$$y \sim NB(\mu, k) : y \sim Pois(\lambda), \lambda \sim G(\mu, v)$$

For any given λ^* , (3.8)

$$E(y|\lambda^*) \sim Pois(\lambda^*), E(y|\lambda^*) \approx E(y|y_{\text{계약자실적}}), E(y|y_{\text{계약자실적}}) \sim Pois(\lambda^*)$$

심도:

지급금액 분석은 지급건수 분석과 동일한 설명변수를 사용하였으나 가입금액이 오프셋항(offsets)으로 포함되었다는 점이 다르다. 가입금액을 오프셋항으로 포함한 이유는 담보별 보험가입금액의 차이를 조정하기 위해서이다.

$$\ln(\mu_{\text{심도}}) = \ln(\text{가입금액}) + \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_8 x_8. \quad (3.9)$$

기준수준의 상대도는 $e^0 = 1$ 로 설명변수별 β_p 에 따라 기준변수 대비 상대도가 산출된다. 가령 e^{β_1} 은 성별의 기준수준인 남성에 대한 여성의 상대도를 나타낸다. 담보 2는 입원, 외래, 처방으로 구성되는데 각 담보별 가입금액이 달라 오프셋항을 반영하여 해당 가입금액의 기준수준인 외래의 가입금액을 곱해 조정하였다. 오프셋항을 반영한 담보 2 입원의 상대도는 $e^{-3.2792} \times \left(\frac{50,000,000}{250,000} \right) = 7.5316$ 이다¹⁶⁾.

〈표 3-7〉 사전적 심도 상대도

설명변수		상대도
성별	남성	1.0000
	여성	0.9330
연령	+1세	1.0033
담보 1	상해	1.0000
	질병	1.2976
	종합	1.2799
담보 2	외래	1.0000
	입원	7.5316
	처방	0.2067
상해 등급	1급	1.0000
	2급	0.9732
	3급	0.9538

주: 가입금액 오프셋 조정(외래:25만원, 입원: 5,000만원, 처방: 5만원)

16) 실손의료보험의 최대가입금액은 입원 5천만 원, 외래 25만원, 처방 5만원으로 한도 내에서 계약자가 선택할 수 있다. 이 중 최대가입금액을 선택하지 않은 계약자의 비율은 약 5.9%로 대부분의 계약자가 최대가입금액을 선택하였다. 또한 전체 가입금액을 기준으로 볼 때 축소가입금의 비율은 약 -0.30%로 분석목적상 무시할 정도의 수준이라고 볼 수 있어 담보별 최대가입금액을 기준으로 오프셋을 적용하였다.

지급금액에 대한 추정결과 역시 현행 요율변수에 대해 통계적으로 유의하였다¹⁷⁾. <표 3-7>은 추정결과를 이용한 사전적 심도 상대도로 심도의 경우 빈도와 달리 여성 상대도가 남정보다 낮았고 입원의 상대도가 외래보다 컸다. 상해급수간 상대도 차이는 약 2~3% 였으며 상해에 비해 종합과 질병의 평균 지급금액 규모가 약 27%, 29%정도 크다는 것을 알 수 있다.

2) 계약자 실적변수 검증

사용된 계약자 실적변수는 전기 계약자별 지급건수이다. $\beta_0 \sim \beta_8$ 계수는 사전적 요율산정의 계수와 같고 β_9 부터 β_{14} 계수는 계약자 실적변수로 기준수준은 0건이다.

$$\ln(\mu_{\text{빈도}}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{14} x_{14}. \quad (3.10)$$

$$\ln(\mu_{\text{심도}}) = \ln(\text{가입금액}) + \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{14} x_{14}. \quad (3.11)$$

빈도:

계약자실적 변수로 전기 계약자별 지급건수와 지급금액¹⁸⁾을 포함하여 추정한 결과 모든 변수가 통계적으로 유의한 결과를 나타내었다. 먼저 계약자 실적변수를 포함하지 않을 경우[A]와 계약자 지급건수를 실적변수로 포함하였을 경우[B]의 모형 선택값을 비교하면 Δ 이탈도(이탈도감소량)가 10,487에서 18,029로 7,542만큼 증가하였다. Δ 이탈도는 모수가 추가될수록 감소되는 것이기에 당연한 결과이지만 계약자 실적변수로 인해 증가하는 Δ 이탈도가 7,542로 현행 요율변수 전체의 Δ 이탈도 10,487과 크게 차이하지 않는다는 점은 주목할 만하다. 이는 전체 요율변수가 가진

17) <부록표 2> 사전적 심도: 요율변수

18) <부록표 3> 사후적 빈도: 지급금액

설명력과 비등한 설명력을 계약자 지급건수가 가지고 있음을 뜻한다. 또한 AIC를 이용하면 모수 개수가 다른 모형간 비교가 가능한 데 AIC값 역시 56,453에서 48,923으로 7,530이 감소하였다.

계약자 실적변수를 포함하지 않을 경우[A]와 계약자 지급금액을 실적변수로 포함하였을 경우[C]의 모델값을 비교하면 Δ 이탈도가 10,487에서 14,853으로 4,366 만큼 증가하였다. Δ 이탈도가 증가한 것은 과거 지급금액이 모수로 추가되어 감소한 것으로 지급건수를 사용할 경우의 Δ 이탈도에 비해 작다. AIC값 역시 56,453에서 48,923으로 4,358이 감소하였으나 지급건수를 사용할 경우의 감소폭 보다는 작았다.

〈표 3-8〉 모형선택값[2]: 사전적 · 사후적 빈도

구분 설명변수	사전적 요율산정 모형	사후적 요율산정 모형	
	현행 요율변수[A]	현행 요율변수 전기 지급건수[B]	현행 요율변수 전기 지급금액[C]
Δ Deviance	10,487	18,029	14,853
	차이 ¹⁾	+7,542	+4,366
AIC	56,453	48,923	52,095
	차이 ¹⁾	-7,530	-4,358

주: [A] 〈표 3-4〉 사전적 빈도

[B] 〈표 3-9〉 사후적 빈도: 지급건수

[C] 〈부록표 3〉 사후적 빈도: 지급금액

〈표 3-9〉는 계약자 지급건수를 실적변수로 포함한 경우[B]의 추정결과로 모든 설명변수가 통계적으로 유의하다는 결과를 나타내었다. 계약자 지급금액을 실적변수로 포함하였을 경우[C]에도 각 설명변수에 대해서 유의한 결과를 확인할 수 있었으나 모형선택값 비교에서 지급건수가 지급금액에 비해 상대적으로 설명력이 높았다.

〈표 3-9〉 추정결과[2]: 사후적 빈도

반응변수	지급건수					
반응분포	포아송					
연결함수	log					
ΔDeviance	18,029					
AIC	48,923					
모수	$\hat{\beta}$	se	z-value	Pr(> z)	significance	
절편	-4.9263	0.2110	-23.3520	< 2e-16	***	
여성	0.2381	0.0244	9.7690	< 2e-16	***	
연령	0.0198	0.0038	5.2120	0.0000	***	
상해2급	-0.0713	0.0261	-2.7270	0.0064	**	
상해3급	-0.1575	0.0371	-4.2410	0.0000	***	
종합	1.6723	0.0437	38.2870	< 2e-16	***	
질병	1.6466	0.0384	42.8390	< 2e-16	***	
입원	-0.8795	0.0317	-27.7270	< 2e-16	***	
처방	-0.8662	0.0292	-29.7000	< 2e-16	***	
전기 계약자 지급건수	1	1.7418	0.0268	65.0370	< 2e-16	***
	2	2.1931	0.0354	61.9340	< 2e-16	***
	3	2.5733	0.0452	56.9240	< 2e-16	***
	4	2.6485	0.0647	40.9100	< 2e-16	***
	5	2.8208	0.0895	31.5240	< 2e-16	***
	6+	3.0021	0.1050	28.6000	< 2e-16	***

계약자실적변수로 지급금액을 적용할 경우 주의할 점은 지급금액이 ‘지급건수(N)*청구건수당 지급금액(X)’으로 산정된 금액으로 이미 지급건수(N)에 대한 정보를 포함하고 있다는 점이다. 물론 청구건수당 지급금액(X)이 계약자의 잔여 위험이질성을 포함할 수도 있으나 청구사유에 따라 대략적인 지급금액이 결정되기 때

문에 계약자의 자의적인 선택 정도는 제한적이다. 따라서 지급금액 정보가 지닌 계약자 잔여 위험이질성을 반영하기 위해서는 심도에 대한 추가적인 고려가 필요하다. 따라서 이하의 본 연구에서는 적합한 계약자실적변수로 지급건수를 적용한 분석결과를 중심으로 논의하였다.

〈표 3-10〉 사전적 · 사후적 빈도 상대도

설명변수		사전적 상대도	사후적 상대도	차이	비율	지급 건수	사후적 상대도
성별	남성	1.0000	1.0000			0	1.0000
	여성	1.5773	1.2689	-0.3084	-20%	1	5.7075
연령	+1세	1.0316	1.0200	-0.0115	-1%	2	8.9626
상해 등급	1급	1.0000	1.0000			3	13.1086
	2급	0.9049	0.9312	0.0262	3%	4	14.1322
	3급	0.8166	0.8543	0.0377	5%	5	16.7902
담보 1	상해	1.0000	1.0000			6+	20.1268
	질병	8.6091	5.1893	-3.4197	-40%		
	종합	10.1358	5.3244	-4.8113	-47%		
담보 2	외래	1.0000	1.0000				
	입원	0.2410	0.4150	0.1740	72%		
	처방	0.2714	0.4205	0.1491	55%		

〈표 3-10〉는 전기 지급건수를 계약자실적으로 추가한 경우와 요율변수만 포함한 경우의 상대도를 비교한 것이다. 계약자실적을 포함하였을 경우와 현행 요율변수만 포함하였을 경우의 상대도가 크게 차이가 나는데 이는 전기 계약자실적과 당기 지급건수의 연관성이 크다는 것을 의미하며 계약자실적 반영여부에 따라 정

보의 체계적 원인에 대한 왜곡이 클 수 있다는 점을 시사한다. 특히 계약자실적을 포함하지 않을 경우 질병과 종합의 상대도가 과대평가될 수 있고 입원과 처방의 상대도는 반대로 과소평가되는 경향을 나타내었다. 연령효과 역시 약 3%에서 약 2%로 감소하였다.

심도:

<표 3-11>은 전기 지급금액을 계약자실적으로 추가한 경우와 요율변수만 포함한 경우의 상대도를 비교한 것이다. 현행 요율변수인 연령, 상해급수, 담보 1, 담보 2에 대해 계약자실적을 반영하기 전·후의 상대도에 큰 차이가 나지 않는다. 계약자실적의 상대도 역시 지급건수와 비례관계를 나타내지는 않았다.

<표 3-11> 사전적·사후적 심도 상대도

설명변수		사전적 상대도	사후적 상대도	차이	비율	지급 건수	사후적 상대도
성별	남성	1.0000	1.0000			0	1.0000
	여성	0.9330	0.9411	0.0081	0.9%	1	1.0146
연령	+1세	1.0033	1.0036	0.0003	0.0%	2	0.9582
상해 등급	1급	1.0000	1.0000			3	0.9306
	2급	0.9732	0.9717	-0.0015	-0.2%	4	0.8787
	3급	0.9538	0.9528	-0.0010	-0.1%	5	0.9723
담보 1	상해	1.0000	1.0000			6+	0.8830
	질병	1.2976	1.3144	0.0167	1.3%		
	종합	1.2799	1.3004	0.0205	1.6%		
담보2	외래	1.0000	1.0000				
	입원	7.5316	7.4104	-0.1212	-1.6%		
	처방	0.2067	0.2045	-0.0021	-1.0%		

심도의 경우 계약자 실적변수로 포함한 추정결과의 일부 계수는 유의하지 않았다¹⁹⁾. 빈도와 달리 심도는 계약자실적을 반영한다 하더라도 정보측면에서 큰 차이가 없는데 이는 지급금액의 경우 계약자가 선택할 수 있는 것이 아니라 보험금 지급이 발생했을 때 임의로 정해진 금액대로 처리되는 것이기 때문으로 생각된다. 가령 처음 지급을 청구한 경우나 다수의 지급을 청구한 경우와 마찬가지로 동일한 증상에 대한 치료금액은 동일하기 때문에 전기 보험 지급금 크기와 당기 지급금 크기 간 연관성은 낮다고 할 수 있다.

3) 실제 빈도와 계약자실적반영 빈도

<표 3-12>는 계약자 실적변수 반영 시 빈도 추정치와 분석자료의 실제 빈도를 비교한 것이다. [A]는 담보별 실제 빈도이고 사후적 빈도 추정치[B]는 계약자실적변수 반영 시 기대빈도이다. 전기 지급건수를 계약자실적으로 사용한 사후적 모형 중 담보별 상대도 순위가 가장 높았던 종합외래의 경우 남성의 실제 평균지급건수는 0.3078이고 계약자 실적변수를 반영한 기대빈도는 전기 지급건수별로 각각 0.1004, 0.5864, 0.9196, 1.2162, 1.5264, 1.7628, 2.4135이다. 전기 무청구 계약자의 당기 지급건수 기댓값은 0.1004건이고 전기 6건 이상을 청구한 계약자의 기댓값은 2.4135이다. 사후적 기대빈도[B]와 실제빈도의 비율[A]를 보면 무청구 계약자의 경우 평균적으로 0.1004건의 지급청구를 함에도 0.3078건에 해당하는 보험료를 지불하고 있는 것으로 해석될 수 있다. 이를 통해 저위험군이라 할 수 있는 무청구자의 보험료 부담이 상대적으로 높고 고위험군이라 할 수 있는 지급건수가 많은 청구자의 부담이 상대적으로 낮다는 것을 알 수 있다.

19) <부록표 4> 사후적 심도: 지급건수

〈표 3-12〉 계약자실적반영 빈도 추정치

담보	성별	실제 빈도 [A] ¹⁾	사후적 빈도 추정치 [B] ¹⁾						
			0	1	2	3	4	5	6+
종합 외래	남	0.3078	0.1004	0.5864	0.9196	1.2162	1.5264	1.7628	2.4135
			33%	191%	299%	395%	496%	573%	784%
	여	0.3720	0.1322	0.7720	1.2105	1.6009	2.0092	2.3204	3.1770
			36%	208%	325%	430%	540%	624%	854%
질병 외래	남	0.1603	0.0982	0.5736	0.8994	1.1895	1.4928	1.7240	2.3605
			61%	358%	561%	742%	931%	1076%	1473%
	여	0.3314	0.1293	0.7550	1.1839	1.5658	1.9651	2.2694	3.1073
			39%	228%	357%	472%	593%	685%	938%
전체 ²⁾	남	0.0776	0.0439	0.2567	0.4026	0.5324	0.6682	0.7716	1.0565
			57%	331%	519%	686%	862%	995%	1362%
	여	0.1133	0.0578	0.3379	0.5299	0.7008	0.8795	1.0157	1.3907
			51%	298%	468%	619%	776%	897%	1227%

주: 1) [A] 실제빈도, [B] 계약자 지급건수 반영한 추정빈도(비율은 B/A%)

2) 9가지 담보의 단순평균

5. 소 결

실손의료보험이 국민의료보장체계에서 차지하는 중요성에는 이론의 여지가 있을 수 없다. 다만 문제는 지속적인 손해율 상승과 보험료 인상으로 중요한 기능에 비해 이를 뒷받침할만한 제도적 불충분성에 대한 사회적 공감대 역시 높다는 점이다. 이러한 실손의료보험의 문제점을 해결하기 위해 정부는 기존의 단일형 상품구조를 계약자의 선택에 따라 기본형과 특약형으로 가입가능한 추가형 상품구조로

개편하였다. 아마도 이는 고위험군일수록 보장수준이 높은 상품을 선택하고 저위험군일수록 보장수준이 낮은 상품을 선택한다는 일반적인 소비자선택에 대한 가정에 따른 정책적 선택의 결과일 것이다. 하지만 이러한 분리형 상품구조 하에서의 문제점은 저위험군의 보장축소가 발생한다는 점이다.

역선택을 완화하고 손해율을 낮추기 위해서는 계약자별 위험률과 계약자가 가입한 상품에 적용되는 평균위험률간 차이가 적어야 한다. 왜냐하면 계약자의 주관적 평가에 의한 위험률과 실제 위험그룹간 위험률 차이가 클 때 저위험 계약자일수록 해당 보장상품에 대한 유인이 낮아지고 보험시장에서 이탈하려하기 때문이다. 현재의 분리형 상품구조 하에서 기본형에 대해서는 여전히 고위험군과 저위험군에 대한 평균위험률이 적용될 수밖에 없으며 특약형 상품의 경우 보험료에 대한 부담으로 저위험군의 보장이 축소될 우려가 있다.

3장은 단일형에서 기본형과 추가형으로 상품구조의 변경이 기존의 실손의료보험 시장에 내재하는 문제점을 개선하는데 미흡하다는 점을 지적하고 이에 대한 보완책으로 계약자 실적정보 반영의 필요성을 주장한 내용이다. 이를 위해 이론검토를 통해 변경된 구조 하에서 여전히 저위험군의 보장축소가 발생할 수 있으며 보험사건 발생 시 저위험군의 후생이 감소할 수 있음을 지적하고 계약자별 위험특성을 반영할 수 있는 효율변수로 계약자 실적변수의 정보적 가치를 검증하였다. 분석결과, 실제 실손의료보험 계약자 정보를 반영한 추정치와 실제 분석자료의 평균빈도의 효율상대도간 차이가 컸기 때문이다. 이는 계약자간 위험편차에도 불구하고 상대적으로 저위험군 계약자의 보험료 부담이 높다는 뜻으로 해석될 수 있으며 보험료 차등화 시 계약자실적변수가 효율변수로 매우 타당성을 지닌다는 점을 반영하는 것이라 할 수 있다.

제4장 역유지와 해약률

1. 연구배경과 선행연구

실손의료보험은 경제활동참가율을 상회하며 급속히 성장해왔으나 높은 손해율과 계속되는 보험료 인상으로 최근 들어 증가율이 정체하며 성숙시장으로의 진입을 시사하고 있다. 실손의료보험의 현 시장국면과 향후 진행될 국민건강보험의 보장영역 확대는 실손의료보험의 제도 개선에 대한 논의를 더욱 활발하게 할 것이다. 이러한 상황에서 실손의료보험의 해약률에 관한 연구는 제도정비를 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

4장은 실제 실손의료보험의 개별 계약자료를 이용해 계약자 특성 및 상품 특성이 해약률에 미치는 영향을 실증분석한 것으로 이를 통해 실손의료보험 시장의 역유지(adverse retention) 현상을 확인할 수 있었다. 로지스틱선행형모형을 이용한 분석 결과, 여성, 연령 증가, 보험금 청구자, 경과년수 증가, 낮은 상해급수일수록 해약을 적게 하는 것으로 나타났는데 특히 저위험군에 해당하는 보험금 무청구자(non-claimant)군과 고위험에 해당하는 보험금 청구자(claimant)군의 해약률 격차가 현저했다. 이는 실손의료보험 시장의 역선택이 가입 단계뿐만 아니라 해약 단계에서도 존재한다는 점을 시사한다.

역유지는 저위험군 탈퇴, 고위험군 유지의 계약자 이동을 야기하며 장기적으로 반복될 경우 가입 역선택과 마찬가지로 가입자 구성을 변동시켜 구조적 보험료 상승의 원인이 된다. 따라서 실손의료보험의 안정성을 위해 저위험군 무청구자 가입자군의 계약유지 유인을 높이기 위한 제도적 고심이 필요해 보인다.

가. 연구배경

해약(lapse)은 가입자가 보험상품에서 법적으로 완전히 탈퇴하는 것으로 가입단계의 가입 의사결정, 유지단계의 보험금 청구와 더불어 보험손익에 중대한 재무적 영향을 미치는 계약자 행동이다. 또한 해약은 가입자에게 부여된 고유권리로 일종의 내재옵션(embedded option)이기 때문에 본질적으로 계약자에게 유리한 상황에서(in-the-money)²⁰⁾ 행사될 가능성이 높다. 따라서 보험회사는 상대적으로 불리한 상황에서 해약이 발생하게 되어 해약의 재무적 파급효과는 더욱 커진다.

해약은 해약환급금을 지급하지 않는 Lapse와 해약환급금을 지급하는 Surrender로 구분된다²¹⁾. 대부분의 해약률 연구는 환급금 유무의 재무적 파급효과 차이로 인해 장기 해약환급금(surrender value)이 부가된 저축성 생명보험상품을 주로 다루어왔다. 따라서 상대적으로 단기이며 기업형 비율이 높은 일반 손해보험, 필수지출 소비재인 자동차보험, 해약환급금이 없는 보장성 건강보험의 해약률 연구는 그다지 다양하지 않다. 또한 패널자료 이외의 건강보험의 자료 이용에 제약이 많은 점도 건강보험의 해약률 연구의 제한성에 기여하였다. 따라서 실제 실손의료보험 계약자료와 청구자료를 이용한 이번 분석결과는 실손의료보험의 해약과 관련된 특성을 파악하는데 도움이 될 수 있을 것이며 다음과 같은 점에서 시의 적절성을 지닌다.

첫째, 실손의료보험은 성숙시장(mature market)에 진입하였다. 성숙시장은 신규고객의 유입이 감소하고 상품에 대한 소비자 지식과 인지도가 높아져 이탈고객이 늘어나며 매출이 감소하는 단계이다. 성숙단계의 기업은 시장점유율을 늘리기 보다는 제품혁신이나 개선 등으로 기존 고객의 유지에 전략적 초점을 맞춰야 한다. 실

20) 실제 금융위기 당시 미국 보험회사들은 신규계약 및 투자수익률 저하 외에 내가격 상태인 변액연금의 최저보증옵션이 행사되며 추가적인 재무적 어려움을 겪었다. 금융위기 동안 변액연금의 해약은 일차적으로 긴급자금가설(emergency fund hypothesis)을 따른다고 볼 수 있으나 내가격 상태의 최저보증옵션 역시 해약의 추가적인 유인이었음은 부인하기 어려워 보인다.

21) Kuo, Tsai, Chen(2003)

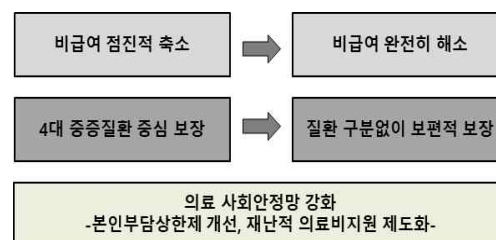
손의료보험 가입률은 지난 십여 년간 지속적으로 증가해왔으나 최근 들어 증가폭이 현저히 둔화되었다. 특히 현재 실손의료보험의 가입률 64.9%²²⁾는 경제활동인구 비율 63.5%²³⁾을 넘어서는 수준으로 향후 신규계약자의 추가적인 유입 가능성이 그리 높다고 볼 수 없다. 더욱이 국민건강보험의 보장범위 확대가 논의되고 있는 현 상황에서는 더욱 그러하다. 그러므로 현 시점에서는 실손의료보험 시장의 제도적 미비점을 규명하고 개선함으로써 기존 가입자의 제도 이탈을 낮추고 계약유지를 장기화할 수 있는 방안을 마련하는 것이 더 시급해 보인다.

〈그림 4-1〉 실손 가입률 · 경제활동참가율



자료: 통계청, 금융감독원 등(2018.9)

〈그림 4-2〉 건강보험 보장성 강화방안



자료: 보건복지부(2017.8)

둘째, 건강보험 보장성 강화정책이 본격적으로 실행되면 실손의료보험은 건강보험의 보완재에서 대체재가 된다. 보건복지부는 2017년 9월 이미 비급여화의 급여화를 고려해 실손의료보험 보험료를 인하하려는 계획을 발표한 바 있다. 실손의료보험은 건강보험이 보장하지 않는 비급여 의료비를 보장하며 건강보험의 보완재로서 급성장할 수 있었는데 향후 건강보험의 보장영역이 확대되면 보완재가 아닌 대체재가 되어 수요가 크게 감소할 수 있다.

22) 「2017년 보험회사의 실손의료보험 손해율 등 현황」, 금융감독원(2018.4.16)

23) 「2018년 8월 고용동향」, 통계청(2018.9.12)

셋째, 계약자특성(policyholder characteristics)과 계약자이동(policyholder mobility)에 대한 분석결과는 실손의료보험의 제도적 안정성에 대한 재고가 필요함을 보여준다. 분석결과, 보험금 청구이력이 있는 가입자(claimant, 이하 ‘청구자’)와 청구이력이 없는 무청구 가입자(non-claimant, 이하 ‘무청구자’)간 해약률 차이가 현저한 것으로 나타났다. 보험금 무청구자 그룹의 4년간 해약률²⁴⁾은 10%로 무청구자 그룹의 해약률 3.9%에 비해 약 2.56배 높았는데 청구자 그룹은 무청구자 그룹 대비 고위험군에 해당한다. 즉 저위험군은 해약을 많이 하고 고위험군은 해약을 덜 하는 경향을 보인다는 것이다.

Altman, Cutler, Zeckhauser(1998)은 이러한 현상을 역유지(adverse retention)라 하였다. 역유지는 가입단계뿐만 아니라 해약단계에서도 역선택이 발생하는 것으로 다기간에 걸쳐 반복될 경우 제도 존속에 위협요인이 될 수 있다. 보험은 전체 계약자의 기대손실값을 예측하는 것으로 개인별 차이나 이동의 영향력은 그리 크지 않으나 계약자 집단간 차이로 인한 계약자행동은 크나큰 재무적 파급효과를 갖는다. 따라서 실손의료보험 제도의 지속성을 위해 저위험군 가입자의 계약유지 장기화는 매우 중요하며 이를 위해 그룹간 해약률 차이의 원인을 규명하고 완화방안을 마련할 필요가 있다.

나. 선행연구

해약률 연구는 설명변수에 따라 구분된다. 하나는 Kuo, Tsai, Chen(2003)처럼 이자율, 실업률 등 거시변수와 해약률간의 관계를 분석하는 것으로 이들은 긴급자금가설²⁵⁾과 이자율가설²⁶⁾을 검증하였다. 다른 하나는 개별 계약자료를 이용해 계약자 특성과 해약률간 관계를 분석하는 것으로 Li, Jensen(2012)은 2000~2008년

24) 연간 해약률이 아니라 자료 집계기간(4년)의 해약률

25) Emergency Fund Hypothesis: 재무적 곤궁상태로 보험료 납입이 어려울 때 해약이 증가한다.

26) Interest Rate Hypothesis: 내부이자율(이익배당상품인 경우)은 해약과 음의 관계인 반면 외부이자율(시장금리 혹은 주식수익률)은 해약과 양의 관계를 가진다.

HRS(health and retirement study) 자료를 이용하여 미국 장기요양보험(LTCI, long-term care insurance)의 해약률을 분석하였다. 분석결과, 장기요양보험의 2년간 해약률은 약 13%였으며 해약의 주요 요인으로 장기요양보험에 대한 낮은 금융 지식과 소비자 인식, 상품특성에 대한 낮은 이해도를 제시하였다.

Eling, Kiesenbauer(2013)는 2000~2010년 기간의 생명보험 계약자료를 이용해 해약률에 영향을 미치는 상품유형 및 계약자특성을 분석하였다. Christiansen, Eling, Schmidt, Zirkelbach(2014)는 2010년의 민영건강보험 계약자료를 이용해 상품유형 및 계약자 특성이 해약률에 미치는 영향을 분석하였다. 둘 다 독일 시장에 관한 분석으로 전자는 생명보험 내 상품군²⁷⁾별 계약자료를 사용하였고 후자는 건강보험 계약자료를 사용하였다. 분석결과, 생명보험과 건강보험 모두 계약자 특성, 상품별 특성이 통계적으로 유의미한 설명변수이며 계약자 나이와 계약 나이(경과년수, contract age) 모두 해약률을 잘 설명하였다. 건강보험 자료를 이용한 Christiansen et al.(2014) 결과 중 연령, 경과년수는 실손의료보험의 분석결과와 일치했으며 나이가 많을수록, 경과년수가 길수록 해약률이 낮았다. 하지만 일부에서는 차이가 있는데 Christiansen et al.(2014)은 여성이 남성에 비해 해약률이 높은 이유를 상대적으로 여성의 소득안정성이 떨어지기 때문이라고 하였다. 하지만 실손의료보험은 여성이 남성에 비해 해약을 덜 하는 것으로 나타났는데 이는 아마도 독일 건강보험²⁸⁾의 보험료가 국내 실손의료보험 보험료보다 더 높은 수준이기 때문일 거라 생각 된다.

해약률 대한 국내 선행연구로는 황진태, 이경희(2010)가 2000~2008년 보험개발원 자료를 이용해 추정된 월별·년간 생명보험 상품군별 해지율이 있다. 추정결과, 계약 유지기간이 상대적으로 긴 연금을 제외한 나머지 상품군의 해지율이 가입 후 6~9개월까지 급격히 상승하다가 이후 완만하게 감소하는 것으로 드러났다. 따라서

27) 연금, 투자연계형(unit-linked), 보장성 상품(endowment, term)과 정책성 상품인 Riester 등

28) 독일 민영건강보험은 공적건강보험의 대체형으로 일정 소득이상의 고소득자에 한해 선택적으로 가입할 수 있다.

연간 해지율은 초년도가 가장 높고 이후 계속해서 감소하는 것으로 추정되었다.

민영의료보험 해약률 연구로는 유창훈, 김정동(2011)과 김대환(2016)이 있는데 모두 한국의료패널을 이용하였다. 전자는 민영의료보험 가입 결정요인과 해약 결정요인을 동시에 다루었기 때문에 해약에 대해서는 개인별 특성에 대한 단변량 분석만을 제시하였다. 김대환 역시 2008~2013년 의료패널을 사용해 실손의료보험²⁹⁾ 해약을 분석했는데 병원방문과 보험금, 장애, 만성질환 등을 대리변수로 하여 건강상태가 좋지 않을 경우 계약을 유지하는 경향이 있고 반대의 경우에는 해약을 하는 사후적 역선택을 검증하였다. 연령에 대해서 두 선행연구와 본고의 분석결과 간에 차이가 있는데, 전자는 연령이 증가할수록 해약률이 증가한다고 하였으나 후자는 연령이 증가할수록 해약률이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 이는 단순히 사용된 자료에 의한 차이³⁰⁾라 사료된다.

2. 계약자 특성별 해약률

4장은 실제 실손의료보험 계약자료를 이용한 실증분석이라는 점에서 선행연구와 차별성을 지닌다. 따라서 정보전달 차원에서 그간 자료의 제한성으로 검토되지 못했던 선택담보별 해약률과 담보별 계약자 특성을 가급적 자세하게 기술하고자했으며 이 과정에서 불가피하게 자료의 범주가 다소 세분화되었다. 따라서 2절에서는 해약률에 미치는 계약자간 · 상품간 특성들의 비교를 위해 분석자료를 특성별로 범주화하여 기술하였다.

29) 의료패널 자료 중 실손의료보험 가입경험이 있는 자를 대상으로 하였다.

30) 유창훈, 김정동(2011)은 실손의료보험이 아닌 포괄적인 민영의료보험 자료였으며 김대환(2016)은 자료의 제한성으로 60대 이후를 반영하지 않았다.

가. 범주별 계약자 분포

1) 요율변수

계약자는 일차적으로 요율변수의 범주별로 구분될 수 있다. 현재 법적으로 인정된 실손의료보험의 요율변수는 성별, 연령, 상해등급이다. 분석자료의 계약자 구성을 보면 남성이 54.9%로 여성 45.1%보다 10% 정도 많고 직업군에 따라 분류되는 상해등급은 사무직인 1급이 61.5%, 2급과 3급이 38.5%이다. 가입자 연령대는 50대 미만이 56%로 50대 이상 44% 보다 12% 정도 많다. 경과기간 2년 이하 비중은 54.8%로 3년 이상 45.2% 보다 9.6% 정도 많다.

〈표 4-1〉 요율변수 범주별 계약자비중

변수	범주별 비중
성별	남성(54.9%), 여성(45.1%)
상해등급	1급(61.5%), 2급(21.5%), 3급(17.0%)
연령	(30,40](21.8%), (40,50](34.2%), (50,60](31.3%), (60,70](12.7%)

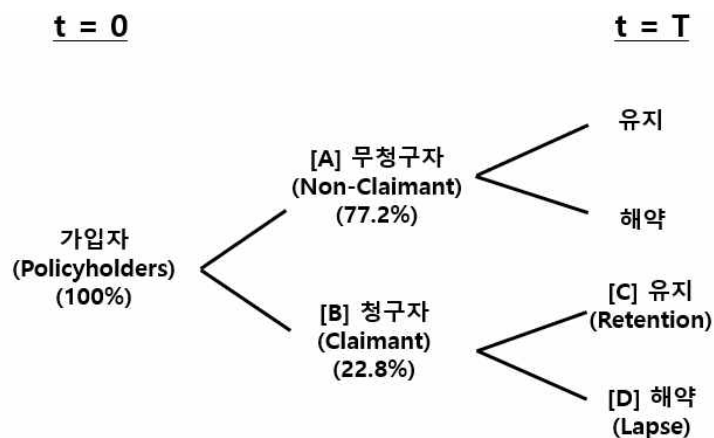
2) 보험금 청구실적

계약자는 보험금 청구실적 여부와 t 기 경과후의 유지·해약 여부에 따라 구분 가능하다. <그림 4-3>은 계약자 특성별 해약을 비교를 위해 전체 계약자를 보험금 청구실적과 해약 여부에 따라 구분한 것이다. 전체 가입자는 계약기간 동안 보험금 청구여부에 따라 무청구자와 청구자로 구분하며 단위³¹⁾ 계약기간 종료 후 계약의

31) 설명변수의 자료기간으로 4기간

갱신과 탈퇴 여부에 따라 유지집단과 해약집단으로 구분하였다. 또한 기술의 명확성을 위해 집단별로 [A], [B], [C], [D]를 추가하였다. 따라서 향후 기술에서 [C]유지와 [D]해약으로 표기된 집단은 무청구자를 제외한 청구실적이 있는 계약자 집단의 세분그룹을 지칭한다.

〈그림 4-3〉 계약자 집단별 범주



주: 1) 가입자는 보험금 청구실적 유무에 따라 무청구자·청구자로 구분
2) 무청구자·청구자는 단위기간 경과 후 유지·해약으로 구분

3) 선택담보

마지막 자료 범주는 계약자의 선택담보이다. 실손의료보험 가입자가 선택할 수 있는 최소 담보단위는 상해외래, 상해입원, 질병외래, 질병입원이다. 가입자는 네 가지 최소담보 중에서 선택할 수 있으며 선택한 담보의 개수에 따라 계약자별 세부보장 및 상품특성이 달라지므로 해약을 분석 시 선택담보를 기준으로 하였다. 선택담보는 최소담보 조합에 따라 한 개를 선택하는 경우 4가지, 두 개를 선택하는 경우 6가지, 세 개를 선택하는 경우 4가지, 전체 1가지의 총 15개 경우가 있다³²⁾.

〈표 4-2〉 선택담보별 가입비중

선택담보수 ¹⁾	구분기호 ²⁾	선택담보 ³⁾	비중
1	C[1-4]	C[1] 상해외래	0.3%
		C[2] 상해입원	0.5%
		C[3] 질병외래	0.5%
		C[4] 질병입원	0.1%
2	C[5-10]	C[5] 상해외래/상해입원 (상해)	14.1%
		C[6] 상해외래/질병외래 (외래)	19.7%
		C[7] 상해외래/질병입원	0.0%
		C[8] 상해입원/질병외래	0.0%
		C[9] 상해입원/질병입원 (입원)	2.4%
		C[10] 질병외래/질병입원 (질병)	5.0%
3	C[11-14]	C[11] 상해외래/상해입원/질병외래	0.2%
		C[12] 상해외래/상해입원/질병입원	0.1%
		C[13] 상해외래/질병외래/질병입원	0.1%
		C[14] 상해입원/질병외래/질병입원	0.1%
4	C[15]	C[15] 상해외래/상해입원/질병외래/질병입원 (전체담보)	56.8%

주: 1) 가입자가 선택한 기본 담보수

2) C[1-4]는 선택담보 1개, C[5-10]는 선택담보 2개,
C[11-14]는 선택담보 3개, C[15]는 선택담보 4개

3) 괄호안은 이하 명칭

선택담보별 가입자 구성비율을 살펴보면 가장 많은 가입자가 선택한 담보는 C[15] 상해외래·상해입원·질병외래·질병입원(이하 ‘전체 담보’)로 전체의 56.8%를 차지한다. 두 번째는 C[6]상해외래·질병외래로 ‘외래’에 대한 보장수요가 주 목적인 가입자가

32) 가입 시 2개 이상의 세분화 선택담보를 선택하였으나 중도해약 및 변경으로 선택담보수가 감소한 경우는 전체 분석자료의 약 0.03%에 해당하는 적은 수준으로 자료의 제한성으로 분석대상에서 제외하였다. 따라서 분석에 사용된 자료는 모두 계약 시 선택담보를 유지한 계약들이다. 대부분의 실손 가입자가 계약 시 선택한 담보사항을 변경하지 않는 이유는 아마도 실손의료보험의 보험료 수준이 다른 보장성 상품에 비해서 높지 않고 특약 형태의 가입이 많아 상품 해약 의사결정으로 대체하기 때문이라 생각된다.

선택한 담보로 볼 수 있다. 마찬가지로 C[9]상해입원·질병입원은 ‘입원’에 대한 보장수요가 있는 가입자로 볼 수 있다. C[5]상해외래·상해외래 역시 질병 보장에 대해서는 관심 없고 ‘상해’ 보장만을 원하는 가입자에 해당하며 C[10]질병외래·질병입원은 ‘질병’에 대한 보장을 원하는 가입자로 볼 수 있다. 전체 가입자의 상위 5개 선택담보의 합산 가입률은 98%로 가입자의 선택이 사실상 5개 선택담보를 중심으로 이루어짐을 알 수 있다. 따라서 실손의료보험 가입자의 주요 보장목적은 C[15]전체(56.8%), C[6]외래(19.7%), C[5]상해(14.1%), C[10]질병(5%), C[9]입원(2.4%)이라 할 수 있다.

나. 선택담보별 청구실적과 해약률

<표 4-3>은 가입자를 보험금 청구실적 여부에 따라 무청구자[A] 집단과 청구자[B]로 구분하여 담보별 구성비율을 나타낸 것이다. 무청구자[A]과 청구자[B]로 구분한 이유는 이들이 서로 여집합 관계이므로 상호배타적인 두 집단이 공통적인 특성을 갖는다면 이는 전체 집단의 특성에 해당하는 것이므로 담보별 특성을 보다 명확하게 파악할 수 있기 때문이다.

<표 4-3> 무청구자·청구자 집단의 선택담보별 청구율

선택담보	무청구자[A] ¹⁾	청구자[B]	△ [B-A]
C[5]: 상해외래/상해입원	17.3%	3.5%	-13.8%
C[6]: 상해외래/질병외래	15.5%	34.2%	18.7%
C[9]: 상해입원/질병입원	2.9%	0.8%	-2.1%
C[10]: 질병외래/질병입원	4.9%	5.2%	0.3%
C[15]: 전체담보	57.3%	55.0%	-2.3%
합계	97.9%	98.7%	-

주: 1) 가입자[A+B] = 무청구자[A] + 청구자[B]

우선 무청구자[A]의 담보별 비중을 보면 앞서 살펴보았던 담보별 가입자 구성비율과 차이가 크지 않음을 알 수 있다. 이는 가입자의 77.2%가 보험금 청구실적이 없는 무청구자이기 때문이다. 반면 청구자[B]의 담보별 구성비율은 무청구자의 담보별 구성비율과 차이가 있다. C[15]전체는 무청구자와 청구자 각각 57.3%, 55.0%로 비슷한 수준이지만 나머지 담보의 경우에는 두 집단간 구성비율의 차이가 크다. 특히 청구자의 C[6]외래 비중은 34.2%로 전체 가입자의 19.7%에 비해 18.7% 크다. C[5]상해의 경우에도 청구자의 비중은 3.5%인 반면 무청구자의 비중은 17.3%로 13.8% 낮다. 단순히 생각한다면 담보별 가입자 비중대로 하부 집단인 무청구자와 청구자의 담보별 비중이 비슷한 수준이어야 하나 그렇지 않다는 점은 선택된 담보가 보험금 청구실적 여부에 영향을 미치기 때문으로 해석될 수 있다. 따라서 C[6]외래의 청구자 비중이 높다는 것은 외래의 청구율이 다른 담보보다 높다는 것을 의미하며 마찬가지로 C[5]상해는 청구율이 낮다는 것을 의미한다.

〈표 4-4〉 무청구자·청구자 집단의 선택담보별 해약률

선택담보	해약률 ¹⁾			
	무청구자[A]	$\Delta[A - *]^2)$	청구자[B]	$\Delta[B - **]^2)$
C[5]: 상해외래/상해입원	15.1%	5.1%	8.0%	4.1%
C[6]: 상해외래/질병외래	5.7%	-4.3%	3.0%	-0.9%
C[9]: 상해입원/질병입원	13.5%	3.5%	6.8%	2.9%
C[10]: 질병외래/질병입원	8.6%	-1.4%	4.0%	0.1%
C[15]: 전체담보	9.5%	-0.5%	4.1%	0.2%
집단별 평균 ²⁾	*10.0%	-	**3.9%	-

주: 1) 연간 해약률이 아니라 분석기간인 4기간 해약률

2) *, **: 무청구자[A]·청구자[B] 집단의 평균 해약률

보험금 청구실적에 따라 담보별 해약률도 차이가 난다. <표 4-4>는 무청구자·

청구자 집단의 담보별 해약률을 나타낸 것으로 무청구자[A]의 해약률은 10%인 반면 보험금 청구실적이 있는 청구자[B]의 해약률은 3.9%로 보험금 청구실적 여부에 따라 해약률의 차이가 크다. C[5]상해의 해약률은 집단별 평균해약률인 10.0%, 3.9%보다 높은 15.1%, 8.0%인 반면 C[6]외래는 집단별 평균해약률보다 낮은 5.7%, 3.0%이다. 상해의 해약률은 다소 높은 편이고 외래의 해약률은 다소 낮은 편인데 이는 청구자와 무청구자 집단의 일관된 특징이라는 점에서 담보별 특성에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 보험금 청구실적과 상관없이 상해는 해약률이 높은 편이고 질병은 해약률이 낮다고 볼 수 있다. C[9]입원 담보 역시 무청구자와 청구자 모두 집단별 평균해약률보다 각각 3.5%, 2.9% 높은 13.5%, 6.8%의 해약률을 나타냈다. 이 역시 두 집단의 공통된 특징으로 입원 담보의 해약률이 높다고 볼 수 있다.

다. 선택담보별 빈도·심도

<표 4-5>는 보험금 청구자[B] 집단을 유지[C] 집단과 해약[D] 집단으로 구분하여 빈도와 심도를 비교한 것으로 집단별 빈도·심도와 담보별 속성을 살펴보기 위한 것이다. 유지[C] 집단의 빈도는 2.38, 심도는 705천원, 해약[D] 집단의 빈도는 1.80, 심도는 556천원으로 유지계약보다 해약계약의 빈도와 심도가 더 큰데 이는 앞서 무청구자[A] 집단의 해약률이 10%로 청구자[B] 집단의 해약률 3.9%보다 높았던 것과 마찬가지로 상대적으로 고위험군보다 저위험군이 해약을 더 많이 한다는 것으로 볼 수 있다.

담보별 빈도와 심도의 경우 유지[C]의 C[5]상해는 빈도 1.46, 심도 622천원으로 평균보다 낮다. 유지[C]의 C[6]외래는 평균과 비교하여 빈도는 2.49로 높지만 심도는 420천원으로 낮다. 해약[D]의 C[5]상해도 마찬가지로 빈도 1.34, 심도 428천원으로 해약집단의 평균인 빈도 1.80, 심도 556천원보다 낮다.

〈표 4-5〉 유지·해약 집단의 선택담보별 빈도·심도

(건, 천원)

선택담보	빈도		심도	
	유지[C]	해약[D]	유지[C]	해약[D]
C[5]: 상해외래/상해입원	1.46	1.34	622	428
C[6]: 상해외래/질병외래	2.49	1.84	420	255
C[9]: 상해입원/질병입원	1.26	1.20	1,394	1,128
C[10]: 질병외래/질병입원	2.54	2.05	977	861
C[15]: 전체	2.38	1.84	857	667
유지[C]/해약[D] 집단의 전체 평균	2.38	1.80	705	556

주: 청구자[B] = 유지[C] + 해약[D]. 청구자의 전체 빈도는 2.36건, 전체 심도는 699천원임.

원칙적으로 빈도와 심도는 외래와 입원 여부에 따라 영향을 받지만 가입자의 선택 담보인 C[5]상해, C[6]외래, C[9]입원, C[10]질병, C[15]전체담보는 세분화 선택담보인 질병입원, 질병외래, 상해입원, 상해외래의 구성에 따라 빈도와 심도의 특성도 혼합되어 있다고 볼 수 있다. 담보별 빈도와 심도의 크기를 비교하면, 빈도는 ‘질병, 외래, 전체, 상해, 입원’ 순이고 심도는 ‘입원, 질병, 전체, 상해, 외래’ 순이다. 담보별 빈도에서 C[6] 외래보다 C[10]질병의 빈도가 높은 것은 전자는 상해와 질병의 외래를 모두 포함하나 후자는 질병의 외래만을 포함하는데 일반적으로 질병의 청구율이 상해의 청구율보다 크기 때문이다. 담보별 심도에서도 질병입원을 포함하는 C[15]전체와 C[10]질병이 상해입원을 포함하는 C[5]상해의 심도보다 높다는 점에서 질병의 빈도와 심도가 상대적으로 높은 편에 속하고 이로 인해 질병담보의 포함여부가 최종적인 선택담보의 특징에 영향을 미치기 때문이다. 실제 선택담보별 보험료³³⁾는 질병입원, 질병통원, 상해입원, 상해통원 순으로 이는 질병의 심도와 빈도가 모두 높은 편에 속하기 때문이다.

33) 손보사 평균(손해보험협회 실손의료보험 상품공시실), 2018.10기준

<표 4-6>은 청구자 집단과 무청구자 집단의 유지·해약을 정리한 분할표이다. 가로는 청구자/무청구자간 구성비율이고 세로는 유지/탈퇴간 구성비율이다. 청구자 집단의 해약률은 3.9%이고 무청구자 집단의 해약률은 10.0%로 무청구자 해약률은 청구자 해약률에 비해 2.54배 높다.

<표 4-6> 분할표: 집단별 구성비율

구분	무청구	청구	전체 가입자	**청구율
유지	69.5%	21.9%	91.4%	24.0%
해약	7.7%	0.9%	8.6%	10.5%
전체 가입자	77.2%	22.8%	100.0%	
*해약률	10.0%	3.9%		

주: * 무청구자·청구자 집단별 해약률

** 유지·해약 집단별 해약률

주목할 점은 청구실적별 해약률 차이로 인해 시간이 경과함에 따라 계약자 구성비율도 함께 달라진다는 점이다. 첫째 행에서 유지 집단의 청구실적별 계약자 구성비율은 ‘69.5% : 21.9%’로 76.1%, 23.9%이 된다. 두 번째 행에서 해약 집단의 청구실적별 계약자 구성비율은 ‘7.7% : 0.9%’로 89.6%, 10.4%이다. 처음에 77.2%, 22.8%이었던 전체 가입자 구성 비율은 집단간 해약률 차이로 인한 계약자 이동으로 신규 가입자가 없다고 가정할 경우 유지계약 구성비율인 76.1%, 23.9%이 된다.

이러한 계약자 구성비율의 변동은 보험금 청구실적 여부에 따라 무청구자·청구자 집단별 해약률 차이가 크기 때문이다. 무청구자는 보험금 청구실적이 없는 가입자로 저위험군(low risk group)에 해당하고 청구자는 고위험군(high risk group)에 해당하는데 이로써 고위험군 계약자보다 저위험군 계약자가 훨씬 더 많이 해약하는 것을 알 수 있다.

3. 역유지

무청구자·청구자 집단간 해약률 차이로 고위험군은 상대적으로 유지율이 높고 저위험군은 상대적으로 유지율이 낮는데 이는 가입 단계뿐만 아니라 해약 단계에서도 역선택이 발생하고 있다는 것을 의미한다. 가입 단계의 역선택은 고위험군일수록 보장수준을 높이기 원하며 저위험군일수록 보장을 축소하려는 보장수준의 역선택이다. 반면 해약 단계에서의 역선택은 고위험군일수록 계약을 유지하려하고 저위험군일수록 계약을 탈퇴하려는 경향을 의미한다.

〈표 4-7〉 계약자 구성비율 변동 시 보험료를 변동

경과 기간	유지율		계약자 구성비율			보험료율	증분
	무청구자	청구자	무청구자	청구자	변동		
$t=0$	1.00	1.00	77.2%	22.8%	0	0.2277	0.0%
$t=4$	0.90	0.96	76.1%	23.9%	$\Delta 1.2$	0.2393	5.1%
$t=8$	0.81	0.92	74.9%	25.1%	$\Delta 2.4$	0.2514	10.4%
$t=12$	0.73	0.88	73.6%	26.4%	$\Delta 3.6$	0.2638	*15.9%

주: * 청구자 비중_{t=12} 26.38% ÷ 청구자 비중_{t=0} 22.77% = 1.159

〈표 4-7〉은 현재 청구실적 집단별 해약률 10.0%, 3.9%가 유지된다고 단순 가정했을 때 12기간 후 유지율, 계약자 구성비율, 보험료율이다. 12기 후 유지율은 무청구자[A] 집단 0.73, 청구자[B] 집단 0.88으로 신규가입자가 없다고 가정 시 잔존 계약자의 구성비율은 현재 77.2%, 22.8%에서 각각 $\Delta 3.6\%$ 씩 변동한 73.6%, 26.4%이 된다. 다른 모든 조건이 동일(현재 수준의 빈도와 심도가 유지되고 물가상승 고려치 않음)하고 계약자 구성의 변화만 반영했을 때 보험료는 현재 수준

대비 15.9%가 증가한다. 저위험군의 해약률이 고위험군의 해약률보다 큰 지금의 상태가 일정 기간 지속되는 것만으로도 계약자 구성이 변하게 되며 이로 인해 보험료 인상 역시 불가피해지는 것이다.

이러한 현상을 Altman · Cutler · Zeckhauser(1998)은 역유지(adverse retention)³⁴⁾라 명명하였다. 이들은 사업자가 제공하는 건강관련 상품간 보험료 차이를 규명하는 과정에서 가입자(근로자) 이동 전후의 기금별 보험금 지급액 규모를 비교한 결과, 보험료가 비싸고 보장수준이 높은 기금(rich services at high cost)에서 보험료가 저렴하고 보장수준이 낮은 기금(lean services at low cost)으로 이동한 가입자(movers)의 평균지급액이 원래 가입자(stayers)의 평균지급액 대비 약 30~36% 정도 낮다는 사실을 발견했다. 또한 반대방향으로의 가입자 이동에서도 저렴하고 보장수준이 낮은 기금에서 비싸고 보장수준이 높은 기금으로 이동한 가입자(movers)의 평균지급액이 원래 가입자(stayers) 보다 높았다.

〈표 4-8〉 유지(stayers) · 이동(movers) 계약자 집단별 평균지급금

Average Spending	Plan[A] ¹⁾	Plan[B] ²⁾
Stayers	\$2,252	\$1,125
Movers ⁵⁾	\$1,444 ³⁾	\$1,651 ⁴⁾
△Diff	\$808	\$526

주: 1) Plan[A] 보장수준이 높은 기금(rich services at high cost)

2) Plan[B] 보장수준이 낮은 기금(lean services at low cost)

3) [A]⇒[B]로 이동한 가입자(moving-outs)의 평균비용

4) [B]⇒[A]로 이동한 가입자(moving-ins)의 평균비용

5) Significantly different($P < 0.05$) from the value for stayers.

자료: Altman · Cutler · Zeckhauser(1998), Table 2 일부

34) Altman et al.(1998): "Adverse retention is the tendency for people who stay put to magnify cost differentials between plans."

<표 4-8>은 Altman et al.(1998) 중 이동한 가입자(movers)와 원래 가입자(stayers)의 기금별 평균비용을 인용한 것으로 각 기금에서 이동한 사람의 평균비용과 원래 기금의 평균비용간에 상당한 차이가 있다. 따라서 이러한 가입자 이동의 결과 동일한 사업장에 제공되는 기금간 가입자 구성이 달라지게되며 이것이 기금간 요율차이를 더욱 벌어지게 한다는 것이다.

또한가지 주목할 점은 고위험군의 가입(moving-in)으로 인한 역선택만큼 저위험군의 탈퇴(moving-out)로 인한 역유지의 재무적 영향력이 상당하며 전체 계약자이동에 의한 지급금 변동분에서 저위험군의 탈퇴로 인한 부분이 고위험군의 가입으로 인한 부분보다 크다는 점이다.

<표 4-9> 역선택과 역유지의 재무적 효과

Benefit Costs	Plan[A]	Plan[B]	Net
Adverse Selection			
Movers	\$16	-\$9	\$25
New Enrollees	\$20	\$19	\$1
Adverse Retention	\$23	\$9	\$14
			**56%

주: * $\$16 \div \$25=64\%$, Plan[A]의 저위험군 탈퇴의 효과

** $\$14 \div \$25=56\%$, 사업자의 역선택 대비 역유지 비율

자료: Altman · Cutler · Zeckhauser(1998), Table 3 수정

<표 4-9>에서 Plan[A]의 입장에서 보면 저위험군의 탈퇴(moving-out)로 인한 부분은 \$16인 반면 고위험군의 가입(moving-in)으로 인한 부분은 \$9이며 전체 기준으로 저위험군의 탈퇴로 인한 비용상승이 전체 가입자 이동으로 인한 효과의 64.0%를 차지한다. 또한 이들은 원래 기금을 유지한 계약자(stayers)의 구성비율을 적용한 경우의 1세 추가 시 연령효과를 측정하였는데 증가비용은 \$23으로 탈퇴자

(movers)나 신규가입자(new enrollees)에 의한 변동분보다 이들 그룹의 효과가 더 컸다. Altman et al.(1998)은 이를 역유지의 효과라 지칭하였는데 사업자 전체로 Plan[A]와 Plan[B]를 합친 순역유지 효과는 \$14로 전체 계약자이동으로 인한 불리한 재무적 효과의 56%에 해당 한다³⁵⁾.

가입단계의 역선택에 대해서 이경아·이항석(2016)은 실손의료보험의 단일형 상품구조가 가입 시 계약자의 선택적 행동을 야기할 수 있으며 이에 대한 개선안으로 위험수준별로 상품구조를 다양화하는 것이 필요하다고 지적한 바 있다. 이후 다행히 상품구조가 개편³⁶⁾되어 일차적으로 계약자의 자발적 선택을 통한 위험선별이 가능해지게 되었다³⁷⁾. 하지만 이는 가입단계의 역선택을 낮추기 위한 최소한의 방안일 뿐 가입자간 위험특성 편차가 큰 비급여 의료비를 보장하는 실손의료보험의 가입 후 계약자 행동을 포괄하기에는 충분치 않아 보인다.

역선택이 고위험군과 저위험군간 위험률 차이에 기인하는 것이라면 역유지는 고위험군과 저위험군간 해약률 차이에서 비롯된다. 가입 단계의 역선택이 위험집단의 기대손실비용(실제 보험료)과 주관적 기대손실비용(주관적 보험료)의 비교를 통해 결정되는 것이라면 해약 단계의 역유지는 보유기간 동안의 비용(보험료)와 수익(보험금)의 비교를 통해 이루어질 것이다. 또한 역선택과 마찬가지로 역유지는 저위험군의 탈퇴와 고위험군의 유지가 반복되며 계약자 구성비율을 악화시켜 불리한 재무적 효과를 낳는다. 특히 앞서 살펴보았듯이 고위험군의 가입으로 인한 경우보다 저위험군의 탈퇴로 인한 비용증가가 더 크다는 점과 유지자의 계약자 구성비율을 적용할 때의 비용증가의 크기가 상당한 점은 해약의 재무적 영향력이 매우 중대함을 보여준다. 따라서 저위험군 가입자의 계약유지를 위한 경제적 유인을 제공할 수 있는 제도적 미비점을 보완할 필요가 있다.

35) Altman et al.(1998): “Adverse retention is roughly 60 percent as important as adverse selection in driving up the costs of the indemnity plan.”

36) 보험업감독규정 및 보험업감독업무시행세칙 개정(2017.3)

37) 하지만 여전히 3장에서 지적하였듯이 저위험군의 보장이 축소될 수 있는 문제점이 있다.

4. 실증분석

가. 로지스틱선형모형

해약률 분석에 사용된 반응변수 y_i 는 해약발생을 나타내는 지시변수로 0과 1의 값을 가지며 베르누이 분포를 따른다. 일반화선형모형은 반응변수의 기댓값 μ_i 의 로짓 함수값 $g(\mu) = \ln(\frac{\mu}{1-\mu})$ 가 $x'\beta$ 와 선형관계를 갖는다고 가정한다. 로짓(logit) 연결 함수 $g(\mu) = \ln(\frac{\mu}{1-\mu})$ 는 예측결과값 $x'\beta$ 를 $[0, 1]$ 으로 변환해주므로 해약과 같이 0 혹은 1의 값을 갖는 이진형 반응변수에 적합하다.

반응변수	$y = \begin{cases} 1, & \text{해약} \\ 0, & \text{유지} \end{cases}$	(4.1)
분포	$y_i \sim B(\mu_i)$	(4.2)
연결함수	$g(\mu) = \ln(\frac{\mu}{1-\mu})$.	(4.3)
추정식	$g(\mu) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}$.	(4.4)

일반화선형모형은 기본수준(reference level)대비 위험률 상대도를 파악하기에 용이한 장점이 있다. 오즈($\frac{\mu}{1-\mu}$)는 사건이 일어나지 않는 경우에 비해 얼마나 잘 발생하는가의 비율로 위험률은 $\mu = \frac{e^{x'\beta}}{1+e^{x'\beta}}$ 이 된다. 가령 성별($x = \begin{cases} 0, & \text{남성} \\ 1, & \text{여성} \end{cases}$)을 적용한 모형에서 추정식 $\ln(\frac{\mu}{1-\mu}) = \beta_0 + \beta_1 x_1$ 에 지수를 취하면 $e^{\beta_0 + \beta_1 x_1} = e^{\beta_0} e^{\beta_1 x_1}$ 이 되는데, 여성

의 오즈값($x=1, e^{\beta_0+\beta_1}$)은 남성의 오즈값($x=0, e^{\beta_0}$)에 비해 e^{β_1} 배 만큼 크게 되어 범주별 위험 상대도 비교에 편리하다.

나. 자료

분석에 사용된 자료는 실제 실손의료보험의 계약자료와 청구자료이다. 설명변수의 자료기간은 2012년부터 2015년까지이며 종속변수인 해약은 2016년 보험료 납입 실적을 기준으로 하였다. 설명변수는 요율변수인 성별, 연령, 상해등급, 계약자 선택담보, 경과기간이다.

〈표 4-10〉 자료[3]

유형 ¹⁾	계약자료, 청구자료
기간	FY2012~FY2016
변수	성별[2], 계약자 나이[4], 상해등급[3] 청구실적[2], 계약 나이[4], 선택담보[15]

주: 1) 자료[3]의 형태는 자료[2]와 동일함
2) [범주 수]

실손의료보험 가입자가 선택할 수 있는 최소담보단위는 상해외래, 상해입원, 질병외래, 질병입원이다. 가입자는 네 가지 최소담보 중에서 선택할 수 있으며 선택한 담보수에 따라 계약자별 세부보장이 달라지며 선택담보에 따라 상품특성도 달라지므로 선택담보를 기준으로 분석하였다. 선택담보는 최소담보의 조합으로 한 개 선택하는 경우 4가지, 두 개 선택하는 경우 6가지, 세 개 선택하는 경우 4가지, 전체 1가지로 총 15개가 있다.

다. 분석결과³⁸⁾

1) 요율변수

<표 4-11>는 현재 요율변수로 사용되고 있는 성별, 연령, 상해등급에 대한 분석 결과로 기본집단은 남성, 30대, 상해1급이다. 추정계수 $\hat{\beta}$ 부호가 음수이면 해약발생의 오즈(odds)값 $e^{\hat{\beta}}$ 이 감소하므로 기본집단($\beta^0 = 1$) 보다 해약률이 낮음을 의미한다. 이탈도(deviance)는 $-2(\hat{l} - \check{l})$ 로 적합모형의 로그-우도 $\hat{l}$ 과 포화모형의 로그-우도 $\check{l}$ 의 거리로 정의되며 이탈도감소(Δ deviance)는 절편만 가진 영모형의 이탈도(null deviance)와 설명변수가 추가된 분석모형의 이탈도(residual deviance) 차이로 설명변수가 추가되면서 모형의 적합도가 개선되어 감소된 이탈도를 의미한다. AIC(Akaike's Information Criterion)는 $-2\hat{l} + p$ 로 일반적으로 모수 p 의 수가 증가함에 따라 관측치에 보다 근접한 적합을 할 수 있으나 이 경우 모수 추정치 $\hat{\beta}_j$ 의 분산이 커져 낮은 정확도를 갖게 되므로 모수증가에 따른 벌칙을 감안한 모형적합도값을 나타내며 낮을수록 바람직하다.

요율변수 중 이탈도 감소는 상해등급 3,270, 성별 1,601, 연령 357 순이다. 상해등급은 양이 추정계수값을 가지며 등급이 올라갈수록 해약이 증가하는 것으로 나타났다. 앞서 살펴보았듯이 C[5]상해의 해약률은 무청구자, 청구자 집단 모두 평균대비 높았고 빈도도 평균보다 낮았다. 추측컨대 상해 해약률이 높은 이유는 가입자가 보험사건 발생확률이 낮다는 점을 인지하고(혹은 이미 발생한 경우 연속으로 발생할 가능성이 낮다고 판단하여) 추가적으로 보험료 납입을 하지 않으려하기 때문일 것으로 생각된다. 또한 사무직인 1급에 비해 소득흐름이 안정적이지 않는 2급과 3급 가입자들의 해약률이 상대적으로 더 높았다.

38) 4장의 실증분석은 리스크관리연구 제29권 제4호에 게재된 내용을 토대로 작성되었다.

〈표 4-11〉 추정결과[3]: 요율변수

모수	$\hat{\beta}$	se	$\Pr(> z)^{2)}$	$e^{\hat{\beta}}$
절편	-2.3593	0.0094	***	0.0945
성별[여성]	-0.1038	0.0086	***	0.9014
연령[40,50)	-0.1518	0.0101	***	0.8592
연령[50,60)	-0.2169	0.0104	***	0.8050
연령[60,70)	-0.2973	0.0136	***	0.7428
상해등급[2]	0.3789	0.0094	***	1.4607
상해등급[3]	0.5568	0.0106	***	1.7450

주: 1) Δ Deviance: 5,229, AIC: 525,904

2) '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

성별의 경우 남성보다는 여성이 해약을 덜 하는 것으로 나타났다. 여성의 오즈값은 0.9014로 30대 남녀의 해약률 차이는 0.8%이고 60대 남녀의 해약률 차이는 0.6%이다. Christiansen, Eling, Schmidt, Zirkelbach(2014)에서도 여성이 해약을 덜 하는 것으로 나타났는데 다만 보험료가 고가일 경우 남성에 비해 상대적으로 소득이 낮은 여성의 해약률이 높게 나타나는 경우도 있었다. 실손의료보험의 여성 해약률이 남성보다 낮은 것은 보험료가 크게 비싸지 않아 여성의 지불능력(payment capacity)을 벗어나지 않고 여성의 건강관련 의식이 남성보다 강해 위험회피도가 높기 때문이라 생각된다.

연령은 기본집단인 30대에 비해 연령대가 높아질수록 오즈값이 감소했으며 이에 따라 연령대별 해약률은 상해1급 남성의 경우 30대에 비해 40대, 50대, 60대 해약률이 각각 1.1%, 1.6%, 2.1%씩 감소했으며, 상해1급 여성의 경우 30대에 비해 40대, 50대, 60대 해약률이 각각 1.0%, 1.4%, 1.9%씩 낮게 추정되었다. 연령에 대해서 Christiansen et al.(2014)은 건강상태가 안 좋을수록 해약 후 재가입 시 위험

등급 재분류위험(reclassification risk)을 우려하기 때문에 해약을 꺼린다고 하였다. 타당한 설명이지만 이는 독일 민영건강보험처럼 상대적으로 보험료가 비싼 경우에 적합한 사유라고 생각되며 국내 실손의료보험처럼 가입절차가 간단해 재분류위험이 크지 않은 경우에는 적합하지 않아 보인다. 따라서 실손의료보험의 경우 연령이 증가할수록 해약률이 감소하는 것은 나이가 들수록 비급여항목 보장에 대한 실질수요가 증가하기 때문일 것으로 사료된다.

〈표 4-12〉 해약률 추정치: 요율변수

(%)

성별	연령 ²⁾				상해등급 ³⁾	
	30대	40대	50대	60대	2급	3급
남성	8.6	7.5	7.1	6.6	12.1	14.2
여성	7.8	6.8	6.4	6.0	11.1	12.9
차이 ¹⁾	0.8	0.7	0.7	0.6	1.1	1.2

주: 1) 성별 차이

2) 연령 열은 상해1급 기준의 연령별 · 성별 해약률

3) 상해등급 열은 30대 기준의 상해등급별 · 성별 해약률

2) 경과년수

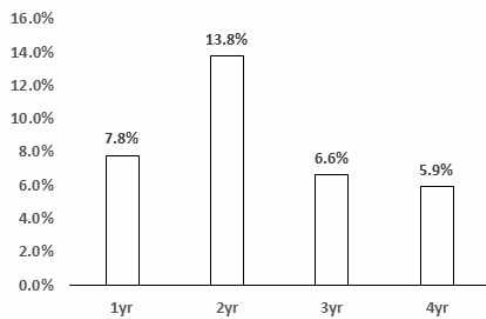
경과년수 추가로 인한 이탈도 감소는 89,031로 설명변수 중 가장 높았다. 오즈값은 0.3010으로 보유기간이 늘어남에 따라 해약률이 감소하는 것으로 나타났다. 일반적으로 해약률은 초년도 해약률이 가장 높고 시간이 지남에 따라 감소하는데 분석자료를 이용한 추정결과도 동일한 결과를 나타내었다.

〈표 4-13〉 추정결과[4]: 경과년수

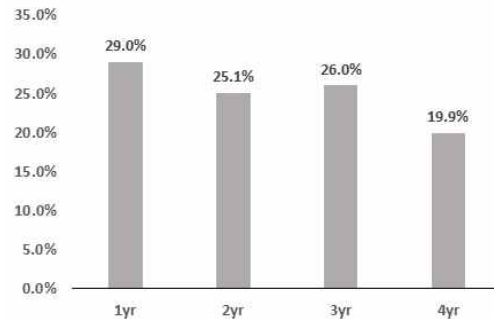
모수	$\hat{\beta}$	se	Pr(> z)	$e^{\hat{\beta}}$
절편	0.8537	0.0153	***	2.3483
성별[여성]	-0.0958	0.0091	***	0.9087
연령[40,50)	-0.0226	0.0106	*	0.9777
연령[50,60)	-0.0841	0.0109	***	0.9193
연령[60,70)	-0.1291	0.0143	***	0.8788
상해등급[2]	0.2604	0.0099	***	1.2975
상해등급[3]	0.4168	0.0112	***	1.5171
경과년수	-1.2006	0.0051	***	0.3010

주: Δ Deviance: 89,031, AIC: 442,104

〈그림 4-4〉 경과년수별 해약률



〈그림 4-5〉 경과년수별 계약비중



〈그림 4-4〉는 분석자료의 경과년수별 해약률로 2년도 해약률이 13.8%로 가장 높다. 황진태, 이경희(2010)은 연금을 제외한 모든 상품의 초년도 해약률을 가장 크게 추정하였는데 경과월차별 해지율은 6~7개월 차까지 급격히 상승하다가 이후 완만히 하락하였다. 연금의 경과월차별 해지율도 15~16개월 까지 상승하다 완만히 하락했는데 이는 연금의 만기가 길다는 점을 고려하면 초년도 해약률이 높은 것과 같다고 할 수 있다.

분석자료의 경우 2년차 해약률이 높은 이유는 연간으로 집계된 자료를 사용하였기 때문이라 생각된다. 사용된 자료는 모두 계약년도(policy year)가 FY2012-2015인 계약으로 구성되었는데 연도별 집계자료이다 보니 12개월 미만 계약도 2년으로 처리되었기 때문일 가능성이 높다. 가령 12월 자료의 경우 해약률이 상승하는 기간인 6~7 경과월차 해약률이 초년도 해약률이 아닌 2년차 해약률로 집계되어 이 때문에 분석자료의 2년차 해약률이 실제보다 좀 더 높게 집계되었을 가능성이 높다. 종합하면 해약률은 시간의 흐름에 따라 감소하는 경향을 나타낸다.

3) 보험금 청구실적

청구실적 변수(무청구자·청구자)의 오즈값은 0.2965로 청구실적이 있을 경우 무청구자에 비해 해약을 덜 하는 것으로 나타났다. 해약률은 기본집단(남자, 30대, 상해1급) 기준으로 무청구자 10.3%, 청구자 3.3%로 추정되었다. 성별차이가 가장 적은 연령대는 60대 0.2%로 다른 연령대의 성별차이 0.3%보다 낮았다.

〈표 4-14〉 추정결과[5]: 청구실적

모수	$\hat{\beta}$	se	Pr(> z)	$e^{\hat{\beta}}$
절편	-2.1639	0.0095	***	0.1149
성별[여성]	-0.0342	0.0087	***	0.9664
연령[40,50)	-0.1371	0.0101	***	0.8718
연령[50,60)	-0.1744	0.0104	***	0.8400
연령[60,70)	-0.2827	0.0137	***	0.7537
상해등급[2]	0.3570	0.0094	***	1.4291
상해등급[3]	0.5081	0.0107	***	1.6621
청구실적[청구자]	-1.2157	0.0119	***	0.2965

주: Δ Deviance: 18,913, AIC: 512,222

〈표 4-15〉 해약률 추정치: 청구실적

(%)

성별	무청구자						청구자 ⁴⁾
	연령 ²⁾				상해등급 ³⁾		
	30대	40대	50대	60대	2급	3급	
남성	10.3	9.1	8.8	8.0	14.1	16.0	3.3
여성	10.0	8.8	8.5	7.7	13.7	15.6	3.2
차이 ¹⁾	0.3	0.3	0.3	0.2	0.4	0.5	0.1

주: 1) 성별 차이

2) 연령 열은 상해1급 기준의 연령별 · 성별 해약률

3) 상해등급 열은 30대 기준의 상해등급별 · 성별 해약률

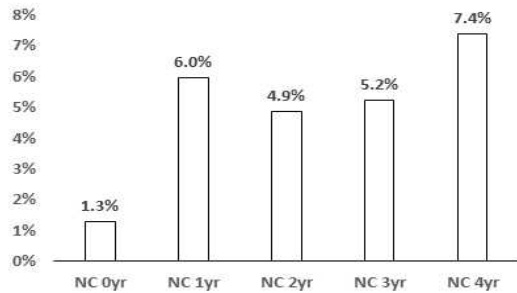
4) 청구자 열은 기본수준(남자, 30대, 상해1급)이면서 청구자 해약률

〈그림 4-6〉은 무청구자 집단을 좀 더 세분해서 살펴보고자 분석자료의 무청구년수(no-claim year)별 해약률을 나타낸 것이다. 경과기간 4년³⁹⁾인 계약은 전체 계약의 19.2%로 경과기간 4년 계약만을 대상으로 무청구년수별 해약률을 비교하였다.

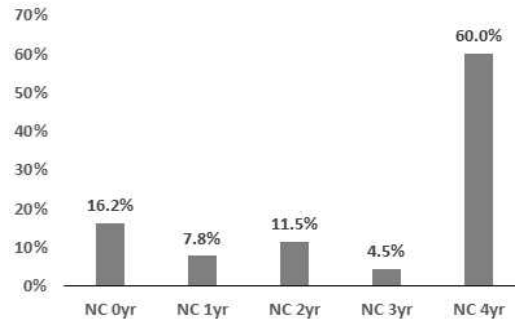
무청구년수 4년인 계약은 가입기간 동안 청구실적이 없는 저위험군이고 무청구년수 0년인 계약은 가입기간 중 매년 보험금을 청구한 고위험군이다. 무청구년수 4년인 계약의 비중은 경과기간 4년인 전체 계약의 60%로 가장 많은 비중을 차지한다. 무청구 0년과 1년 모두 비교적 고위험군 계약임에도 해약률이 1.3%, 6.0%로 차이가 나는데 이는 경과년수와 마찬가지로 자료집계기간이 월간이 아니라 연간인 점이 작용하였을 것으로 생각된다. 무청구 1년 비중이 7.8%로 무청구 0년의 비중 16.2%와 격차가 클 뿐만 아니라 가입 첫 몇 달간 청구가 없을 경우에도 1년으로 집계되기 때문이다. 따라서 1년차를 제외한다면 무청구년수별 해약률은 앞서 경과년수별 해약률이 점차 감소하였던 것과는 반대로 1.3%, 4.9%, 5.2%, 7.4%로 점차 증가하는 모습을 보인다.

39) 무청구년수는 경과기간에 영향을 받으므로 비교를 위해 경과기간 4년으로 한정함.

〈그림 4-6〉 무청구년수별 해약률



〈그림 4-7〉 무청구년수별 계약비중



주목할 부분은 <그림 4-7>에서처럼 무청구 4년인 계약의 해약률이 전체 무청구 계약 중 가장 높다는 점이다. 무청구년수 4년인 계약은 동시에 경과기간 4년인 계약으로 장기 유지 가입자이면서 동시에 가장 저위험군인 집단이다. 장기 무청구 집단이 보험제도 유지에 가장 중요한 계약자들임에도 불구하고 이들의 해약률이 가장 높다는 점은 아쉬운 대목이다. 실손의료보험은 성격상 일반적인 경증에 대한 보장이 주를 이루는데 4년의 계약기간 동안 경증 사유로 보험청구 실적이 한 번도 없었다면 계약자 스스로도 본인들의 위험정도를 충분히 자각하였을 것이다. 만약 이들이 단지 가격적으로 좀 더 유리한 다른 보험회사로 계약을 이전한다면 모르지만 아예 실손의료보험 시장에서 이탈을 하는 것이라면 이는 제도 차원의 중대한 문제가 될 수 있다. 따라서 실손의료보험 제도의 안정화를 위해서 이들 장기 무청구 계약자의 계약유지를 위한 유인제공에 제도적 관심을 기울일 필요가 있다.

4) 선택담보

세부담보 모형의 기준수준은 C[15]전체 담보이다. 설명변수 추가로 인한 이탈도 감소는 8,465로 다른 설명변수에 비해 가장 적었다. 담보변수 중 일부에 대해서는 유의하

지 않은 결과가 나타났는데 이는 C[15]전부선택, C[5]상해, C[6]외래, C[9]입원, C[10]질병 이외의 담보를 선택한 가입자 비율이 2% 정도로 자료의 수가 작기 때문인 것으로 보인다. 또한 유의한 결과가 나온 일부 담보 역시 기준수준에 비해 해약률 상대도가 지나치게 높게 나타나 담보에 따라 해약 정도를 단순비교하기에는 어려워 보였다.

〈표 4-16〉 추정결과[6]: 선택담보

Parameter	$\hat{\beta}$	se	Pr(> z)	$e^{\hat{\beta}}$
절편	-2.3363	0.0099	***	0.0967
성별[여성]	-0.0645	0.0087	***	0.9375
연령[40,50)	-0.1425	0.0101	***	0.8672
연령[50,60)	-0.2540	0.0105	***	0.7757
연령[60,70)	-0.4275	0.0138	***	0.6521
상해등급[2]	0.3223	0.0094	***	1.3803
상해등급[3]	0.3939	0.0109	***	1.4827
C[1]: 상해외래	0.6240	0.0519	***	1.8664
C[2]: 상해입원	0.4727	0.0457	***	1.6043
C[3]: 질병외래	0.0506	0.0517	—	1.0520
C[4]: 질병입원	0.5963	0.0802	***	1.8150
C[5]: 상해외래/상해입원	0.5894	0.0098	***	1.8029
C[6]: 상해외래/질병외래	-0.5991	0.0123	***	0.5493
C[7]: 상해외래/질병입원	1.3946	0.3083	***	4.0335
C[8]: 상해입원/질병외래	-0.4010	0.2106	—	0.6697
C[9]: 상해입원/질병입원	0.4750	0.0208	***	1.6081
C[10]: 질병외래/질병입원	-0.1167	0.0187	***	0.8898
C[11]: 상해외래/상해입원/질병외래	-0.3870	0.1003	***	0.6791
C[12]: 상해외래/상해입원/질병입원	-0.0684	0.1606	—	0.9338
C[13]: 상해외래/질병외래/질병입원	-0.0388	0.1307	—	0.9619
C[14]: 상해입원/질병외래/질병입원	-0.9202	0.1746	***	0.3985

주: Δ Deviance: 13,722, AIC: 517,439

C[6]외래와 C[10]질병의 오즈값은 0.5493, 0.8898로 기본수준인 C[15]전체 담보에 비해 낮았고, C[5]상해와 C[9]입원의 오즈값은 1.8029, 1.6081로 전체 담보에 높았다. 상해와 입원은 질병과 외래에 비해 상대적으로 빈도는 낮고 심도가 높은 편으로 심도가 클수록 해약률이 높다고 할 수 있다.

〈표 4-17〉 선택담보별 비교

선택담보	오즈값	가입비중	빈도	심도	청구율
C[15]: 전체	1.0000	56.8%	2.36건	850천원	22.0%
C[6]: 외래	0.5493	19.7%	2.47건	607천원	39.4%
C[5]: 상해	1.8029	14.1%	1.45건	415천원	5.6%
C[10]: 질병	0.8898	5.0%	2.52건	972천원	23.6%
C[9]: 입원	1.6081	2.4%	1.26건	1,376천원	7.6%

또다른 점은 C[5]상해의 상해등급별 가입자 구성이다. 전체 가입자의 상해2급·상해3급의 비중은 38.5%인데 C[5]상해 담보의 상해2급·상해3급 비중은 59.4%로 전체 가입자에 비해 20.9% 높았다. 하지만 C[9]입원의 상해2급·상해3급 비중은 가입자 평균과 비슷했다. C[5]상해 담보의 경우 상해급수가 높은 가입자가 주를 이루고 있음을 알 수 있다. 보험금 청구자 비중은 상해, 입원이 각각 5.6%, 7.6%로 전체 담보의 보험금 청구자 비중 22.8% 보다 낮았는데 상해와 입원 모두 위험발생률이 상대적으로 낮다는 점은 같지만 상해가 좀 더 가입자 구성에 의한 특성을 반영하는 것으로 보인다. C[9]입원 담보의 해약률이 높은 것은 전체 가입자 구성과 차이가 크지 않으므로 가격 측면에서 비싼 보험료에 대한 부담을 느껴 해약을 하는 것으로 생각된다.

〈표 4-18〉 모형선택값[3]: 전체변수

설명변수	ΔDeviance	AIC	Pseudo R ² ¹⁾	LR Test ²⁾
요율변수	5,229	525,904	0.0098	***
+ 선택담보	13,722	517,439	0.0258	***
+ 청구실적	18,913	512,222	0.0356	***
+ 경과년수	89,031	442,104	0.1676	***
+ 청구실적, 선택담보	23,678	507,485	0.0446	***
+ 청구실적, 경과년수	92,075	439,062	0.1734	***
+ 선택담보, 경과년수	101,208	429,955	0.1906	***
+ 선택담보, 경과년수, 청구실적	103,672	427,493	0.1952	***

주: 1) Pseudo-R²: $1 - \frac{\text{residual deviance}}{\text{null deviance}}$

2) Likelihood Ratio Test, '***' 0.001

〈표 4-18〉은 설명변수별 추정모형의 적합성값과 적합성 검정의 결과이다. 요율변수(성별, 나이, 상해등급)과 선택담보, 청구실적, 경과기간 중 가장 많은 이탈도 감소를 보인 설명변수는 경과년수이다. 또한 요율변수와 두 변수 조합 중 가장 큰 이탈도 감소를 보인 것은 선택담보와 경과년수이다. 적합성검정으로 유사결정계수와 우도비검정값을 비교하였는데 설명변수 전체를 포함하는 모형의 McFadden 유사결정계수값은 0.1952⁴⁰⁾로 약 20%의 설명력이 있는 것으로 나타났다. 모형에 대한 우도비검정 결과는 상당히 유의하였는데 이는 모형에 포함된 설명변수들의 영향력이 0이라는 귀무가설이 기각되어 각 모형이 해약률 모형으로 설명력 있는 것임을 의미한다. 하지만 이항자료에 자주 쓰이는 Hosmer-Lemeshow 검정은 모두 기각되었는데, 이는 모형이 자료에 적합하다는 귀무가설을 기각하는 것으로 종속변수의 실제값과 추정결과의 예측값간의 차이가 커 모형의 적합도가 수용할 만한 수준이

40) Cox and Snell R²는 0.1085, Nagelkerke R²는 0.2439임.

되지 않음을 뜻한다. 따라서 이를 종합적으로 고려하면 설명변수들이 해약을 설명하는 유의한 요인인 것은 맞지만 실제값과는 차이가 커 설명력은 낮은 편이라고 할 수 있다. 아마도 이는 반영되지 못한 위험특성(unobservable risk characteristics)의 부분이 크게 작용한 결과로 사료된다.

〈표 4-19〉 모형선택값[4]: 교호항

Model	Δ Deviance	AIC	Pseudo R ²	LR Test
경과년수	103,672	427,493	0.1952	***
+ 경과년수*선택담보	106,584	424,609	0.2007	***
+ 경과년수*청구실적	104,308	426,859	0.1963	***
+ 경과년수*성별	103,818	427,349	0.1954	***
+ 경과년수*상해등급	103,725	427,444	0.1953	***
+ 경과년수*연령	103,695	427,476	0.1952	***

교호항에 대해서 가장 설명력이 높은 경과기간을 중심으로 검토한 결과 ‘경과기간*선택담보’ 교호항의 설명력이 가장 높았다. 또 다른 변수들에 대해서 교호항을 적용한 결과의 설명력은 원래 모형과의 차이가 크지 않았다. Christiansen et al.(2014)의 결과에서도 교호항의 효과가 크지 않았고 경과기간과 상품선택의 경우만이 다소간 차이가 난다고 한 것과 유사하다. 또한 선택담보와 경과기간에 대한 교호항이 모형값을 소폭 개선시키기는 하였으나 원래의 모형값이 더 신뢰성이 있다고 생각되는데 이는 교호항의 모형값 개선정도가 크지 않고 경과기간만 반영한 경우 담보별 계수의 부호가 일치했으나 교호항을 적용한 모형의 경우 담보별 부호가 일관되지 않았기 때문이다. 모든 설명변수를 포함한 모형에서도 여성, 연령 증가, 청구실적, 경과년수 증가, 낮은 상해등급일수록 해약률이 낮게 나타났으며 개별모형의 추정결과와 같았다.

〈표 4-20〉 추정결과[7]: 전체변수

Parameter	$\hat{\beta}$	se	Pr(> z)	$e^{\hat{\beta}}$
절편	1.1258	0.0164	***	3.0826
성별[여성]	-0.0782	0.0092	***	0.9248
연령[40,50)	-0.0219	0.0108	*	0.9783
연령[50,60)	-0.0727	0.0112	***	0.9299
연령[60,70)	-0.1275	0.0147	***	0.8803
상해등급[2]	0.2365	0.0101	***	1.2668
상해등급[3]	0.3177	0.0117	***	1.3740
C[1]: 상해외래	0.7435	0.0576	***	2.1033
C[2]: 상해입원	0.5133	0.0499	***	1.6708
C[3]: 질병외래	0.9271	0.0574	***	2.5273
C[4]: 질병입원	0.5219	0.0861	***	1.6853
C[5]: 상해외래/상해입원	0.5726	0.0107	***	1.7729
C[6]: 상해외래/질병외래	1.6357	0.0161	***	5.1328
C[7]: 상해외래/질병입원	0.7016	0.3516	*	2.0169
C[8]: 상해입원/질병외래	-0.6094	0.2162	**	0.5437
C[9]: 상해입원/질병입원	0.3594	0.0221	***	1.4325
C[10]: 질병외래/질병입원	0.0652	0.0199	**	1.0673
C[11]: 상해외래/상해입원/질병외래	-0.6098	0.1028	***	0.5435
C[12]: 상해외래/상해입원/질병입원	-0.2365	0.1679	—	0.7894
C[13]: 상해외래/질병외래/질병입원	0.1474	0.1409	—	1.1588
C[14]: 상해입원/질병외래/질병입원	-0.7587	0.1793	***	0.4683
청구실적[청구자]	-0.5959	0.0126	***	0.5511
경과년수	-1.3852	0.0059	***	0.2503

주: Δ Deviance: 103,672, AIC: 427,493

5. 소 결

실손의료보험의 계약자 특성과 선택담보별 특성이 해약률에 미치는 영향에 대한 실증분석의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 계약자별·상품별 특성이 해약률에 미치는 영향을 확인하였다. 성별, 연령, 상해 등급, 경과년수, 보험금 청구실적, 선택담보가 설명변수로 사용되었으며 현재 요율변수와 각각의 설명변수에 대한 추정에서 모두 통계적으로 유의미한 결과를 나타내었다.

둘째, 계약자별·상품별 특성과 해약률에 대한 개괄적 사항의 기술과 요약에 포함하였다. 자료의 제약성 등으로 제한적으로 검토되었던 사항들에 대해 분석의 취지를 넘어서지 않는 한도 내에서 가급적 많은 정보를 전달하고자 하였다. 특히 세분화된 선택담보별 정보는 실손의료보험의 위험특성에 대한 이해도 제고에 유용할 것이다.

셋째, 역유지 현상을 확인하고 역유지로 야기될 수 있는 문제점을 검토하였다. 청구자 집단과 무청구자 집단의 해약률 차이는 실손의료보험의 역유지를 강하게 시사하며 현 상태가 지속되는 것만으로 불리한 계약자 구성이 야기될 수 있다는 점을 환기해주었다. 무엇보다 무청구년수가 증가할수록 해약률이 증가한 점은 저위험 고객군의 제도이탈 방지방안의 정립 필요성을 강하게 뒷받침하고 있다.

끝으로 몇 가지 분석상의 아쉬운 점을 부언하자면 분석자료에 사용된 자료는 실손의료보험이 특약으로 가입이 가능하였던 시기의 자료라는 점이다. 따라서 다수의 실손의료보험이 특약형태로 판매가 되었기 때문에 주계약의 특성에 따라 해약이 발생할 여지가 존재할 수 있으므로 차후에 실손의료보험이 단독상품으로 팔린 자료를 사용할 경우 이 부분에 대한 보완이 필요하다. 또한 최종적 해약률 모형설정이 아닌 특성요인별 효과를 점검하고자 한 본래의 목적상 모형의 정교함에 개선의 여지가 있다.

제5장 결 론

지난 십여 년간 실손의료보험은 비급여 의료비를 보장하는 건강보험의 보완재로 급속히 성장해왔다. 하지만 성장률과 함께 손해율 상승도 수반되었으며 이로 인한 보험료 인상이 계속되며 실손의료보험의 제도적 지속가능성에 대한 우려 역시 확산되어 왔다. 같은 기간 동안 실손의료보험의 손해율을 안정화하기 위해 보험료 갱신 주기를 1년으로 단축하고 자기부담금 비율을 인상하는 등 많은 제도적 노력이 시도되었지만 손해율은 하락하지 않았다.

실손의료보험의 손해율을 안정화시키기 위해서는 보다 근본적인 대책이 필요하다. 보험료는 위험집단의 평균 기대손실값로 위험수준이 이질적인 계약자에게 과도한 단일보험료를 부과한다면 계약자는 경제적 유인에 따라 계속해서 이동할 것이다. 보험은 위험집단의 불확실한 미래손실액을 평가하고 거래하는 것이므로 개별 계약자 행동은 중요하지 않다. 하지만 구조적 요인에 의한 집단으로서의 계약자 행동은 반복적이며 시간이 흐를수록 계약자 구성을 악화시켜 제도의 존속성을 위협할 수 있다.

구조적으로 계약자의 불리한 행동을 야기하는 요인을 제거하기 위해서는 위험평가의 정교함이 요구된다. 위험평가의 정교함은 위험등급의 세분화이며 위험등급의 세분화를 하기 위해서는 위험평가에 보다 많은 정보가 필요하다. 하지만 요율산정에 반영되는 정보는 제도적으로 엄격한 통제를 받을뿐더러 정보의 수집과 관리에 막대한 비용이 소요된다.

계약자 실적정보는 형평성이나 비용적 이점 이외에 이론적 측면에서도 계약자의 관찰불가능한 위험특성까지 반영하는 이점이 있다. 하지만 실질적으로 계약자실적을 요율산정에 반영할 수 있으려면 먼저 사회적 합의 도출을 위한 연구와 논의가 선행되어야 한다. 가령 자동차보험은 전기 보험금 지급실적을 차기 요율산정에 반영하

는 할인할증제도를 적용하고 있는데 만약 이러한 방식의 계약자 실적정보를 요율산정에 반영하는 것이 실손의료보험에서도 이루어진다면 단일보험료에 익숙한 소비자들이 나쁜 건강상태에 대한 징벌적 요율부과라고 생각해 반감을 가질 수 있다.

그럼에도 불구하고 이론적, 실증적 분석의 결과는 명확하고도 구조적인 위험요인이 실손의료보험 시장에 내재한다는 점을 시사한다. 더욱이 비급여를 담보하는 실손의료보험의 상품특성상 다른 건강담보 상품에 비해 역선택과 역유지 유인이 상대적으로 더 클 수밖에 없다. 효용가치나 경쟁력이 없는 상품이 시장에서 퇴출되는 것에는 반론의 여지가 있을 수 없지만 대표적 민영건강보험으로 높은 가입률을 가진 보험상품의 사회적 효용에 대해서는 보다 면밀한 접근이 필요하다. 보험은 위험전가를 위한 금융상품이고 위험전가 수단이 존재하는 완성시장(complete market)에 근사할 수 있다는 것만으로 보험소비자의 효용은 개선될 수 있기 때문이다.

이 연구는 약 2년여 기간 동안 이루어진 세 편의 개별 논문의 합본이다. 2장은 실손의료보험의 상품구조가 기본형과 추가형으로 분리되기 전에 작성된 것으로 단일형 상품구조가 경제적 논거와 계리적 실증결과에서 모두 타당하지 않음에 초점을 맞추어 작성되었다. 3장은 개정된 상품구조 하에서 여전히 저위험군의 보장축소와 시장탈퇴 등 불리한 계약자 행동을 야기하는 구조적 요인이 있다는 점을 환기하고 이를 보완할 수 있는 수단으로 계약자실적의 정보가치를 검증한 내용이다. 4장은 계약률에 영향을 미치는 실손의료보험의 상품적, 담보적 특성을 실증분석하고 가입단계 뿐만 아니라 계약단계에서도 계약자 집단의 선택과 이동이 이루어지는 역유지 현상을 다루었다.

연구자로서 귀중한 자료를 이용해 중요한 현안에 대해 분석할 기회를 가질 수 있었다는 점에서 감사하며 의미 있는 글을 쓰고자 노력했지만 많은 면에서 부족한 점을 인정한다. 보험상품을 구성하는 양 축인 경제와 계리의 전문용어를 사용함에 있어 배경지식이 다른 독자들의 보편적 이해가능성을 고려해 가급적 보다 일반적이고 순화된 표현을 쓰다 보니 기술의 정교함이 훼손되기도 하였다. 마찬가지로 귀중

한 자료를 이용해 얻은 분석결과를 가능한 폭넓게 전달하려는 욕심에 기술의 복잡성이 더해지기도 했는데 읽는 분들의 양해를 구하는 바이다. 끝으로 이 연구는 모델의 정교화를 통한 계리적 방안을 도출하기 위함이 아니라 문제를 제기하고 시사점을 전달하기 위한 연구임을 첨언한다.

실손의료보험을 둘러싼 제반 여건은 향후에도 완화되기 보다는 악화될 개연성이 크다. 하지만 실손의료보험의 보장영역에 대한 수요는 분명하며 이를 완전히 대체할 수 있는 새로운 방안이 마련되기까지 상당한 시간과 시행착오가 필요할 것이다. 현재도의 미비점을 미리 정비하고 조금씩 개선해 나간다면 실손의료보험과 관련된 사회적 비용을 조금이나마 줄일 수 있으리라 생각한다.

참 고 문 헌

- Actuarial Standards Board, Actuarial Standard of Practice No. 12 Risk Classification, 2005.
- Actuarial Standards Board, Actuarial Standard of practice No.25 Credibility Procedures, 2013.
- Akerlof, George A., "The Market for Lemons-Quality Uncertainty and the Market Mechanism," The Quarterly Journal of Economics 84 (1970): 488-500.
- Altman, Daniel., Davaid M. Cutler, and Richard J. Zeckhauser, "Adverse Selection and Adverse Retention," American Economic Review, 88(2) (1998): 122-126.
- American Academy of Actuaries, Risk Classification Statement of Principles, Committee on Risk Classification, 1980.
- CAS, Foundations of Casualty Actuarial Science, 2001.
- CAS, Topics In Credibility Theory, 2005.
- Christiansen, Marcus., Martin Eling, Jan-Philipp Schmidt and Lorenz Zirkelbach, "Who is Chaing Health Insurance Coverage - Empirical Evidence on Policyholder Dynamics," The Journal of Risk and Insurance 83(2) (2014).
- Cutler, David M. and Sarah J. Reber, "Paying for Health Insurance: The Trade-off Between Competition and Adverse Selection," 113(2) (1998): 433-466.
- Denuit, Michel., Xavier Marechal, Sandra Pitrebois and Jean-Francois Walhin, Actuarial Modelling of Claim Counts: Risk Classification, Credibility and Bonus-Malus Systems, Wiley, 2007.
- Einav, Liran. and Amy Finkelstein, "Selection in Insurance Markets: Theory and

- Empirics in Pictures,” *Journal of Economic Perspectives* 25(1) (2011): 115–138.
- Eling, Martin and Dieter Kiesenbauer, “What Policy Features Determine Life Insurance Lapse? An Analysis of the German Market,” *The Journal of Risk and Insurance* 81 (2013): 241–269.
- Faraway, J. Julian., *Extending the Linear Model with R*, CRC Press, 2016.
- Finger, Robert J., *Risk Classification*, Casualty Actuarial Society, 2014.
- Gary, Curtis., *An Introduction to Credibility*, CAS Seminars on Ratemaking, 1995.
- Gravelle, Hugh and Ray Rees, *Microeconomics*, Prentice Hall, 2004.
- Studer, Gerold., *Variable Annuities and Risk Management*, Newire, 2010.
- Hoy, Machael., “Risk Classification and Social Welfare,” *The Geneva Paper* 31 (2006): 245–269.
- Jong, De Piet. and Gillian Z. Heller, *Generalized Linear Models for Insurance Data*, Cambridge, 2008.
- Klugman, Stuart., Harry H. Panjer and Gordon E. Wilmot, *Loss Models: From Data to Decisions*, Wiley, 2013.
- Kuo, Weiyu., Chenghsien Tsai and Wei-Kuang Chen, “An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach,” *The Journal of Risk and Insurance* 70 (2003): 489–508.
- Li, Yong. and Gail A. Jensen, “Why Do People Let Their Long-term Care Insurance Lapse? Evidence from the Health and Retirement Study,” *Applied Economic Perspectives and Policy* 37(2) (2012): 220–237.
- Nyman, A. John, *The Theory of Demand for Health Insurance*, Stanford University Press, 2002.
- Rees, Ray. and Achim Wambach, *The Microeconomics of Insurance*, Now, 2008.
- Rothschild, Michael. and Joseph Stiglitz, “Equilibrium in Competitive Insurance

- Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information,” The Quarterly Journal of Economics 90 (1976): 629-649.
- Santerre, Rexford E. and Stephen P. Neun, Health Economics: Theory, Insights, and Industry Studies, Cengage, 2013.
- Seog, S. Hun., The Economics of Risk and Insurance, Wiley-Blackwell, 2010.
- Venables, W.N. and Ripley, B.D., Modern Applied Statistics with S, 2002.
- Werner, Geoff., Claudine Modlin and Willis Towers Watson, Basic Ratemaking, Casualty Actuarial Society, 2016.
- 김대환 · 이봉주, “실손의료보험의 역선택 분석,” 보험학회지 제96 (2013): 29-55.
- 김대환 · 이봉주, “실손의료보험은 정상재인가? 열등재인가?,” 보험학회지 제105 (2016): 25-50.
- 김대환, “실손의료보험 가입자의 유지 및 해약 형태 실증분석과 시사점,” 보험학회지 제108 (2016): 29-54.
- 보험개발원, 실손의료보험 통계분석 결과 및 시사점, 2014.
- 보험연구원, 실손의료보험 정책세미나 자료, 2016.
- 유창훈 · 김정동, “민영의료보험의 가입과 해약의 특성 분석,” 리스크관리연구 제 22(2) (2011): 189-222.
- 이경아 · 이항석, “실손의료보험의 역선택과 보험료차등화,” 한국리스크관리학회지 제27(3) (2016): 93-128.
- 이항석 · 이수빈 · 백혜연, “실손의료보험에서 신뢰도기법을 반영한 보험료 산정,” 한국보험학회지 111 (2017): 41-73.
- 이항석 · 이가은 · 이경아, “실손의료보험에서 요율산정과 일반화선형모형(GLM)의 활용,” 한국리스크관리학회지 제28(4) (2017): 37-71.
- 이항석 · 이가은 · 이경아, “실손의료보험의 역유지 현상과 해약률 실증분석,” 한국리스크관리학회지 제29(4) (2018): 107-140.
- 조용운 · 황진태 · 김미화, “민영의료보험의 보험리스크 관리방안,” 보험연구원, 2011.
- 조용운 · 조재린, “집단위험모형을 이용한 성장추세에 있는 실손의료보험리스크 측

- 정,” 보험금융연구 제24(2) (2013): 3-55.
- 조재린 · 지혜수 · 이항석, “베이지언 접근법과 모수불확실성을 반영한 보험위험 측정 모형,” 한국데이터정보과학회지 제27(1) (2016): 9-18.
- 조재훈 · 이근창, “Regime-Switching 모형을 이용한 실손의료보험 제도변경의 영향 분석,” 한국리스크관리학회 제23(2) (2012): 255-296.
- 조재훈 · 이근창, “실손의료보험 손해액 극단값 혼합분포의 베이지언 추정,” 보험금융연구 제24(2) (2013): 71-98.
- 주효찬 · 이항석, “Estimation of the Expected Loss per Exposure of Export Insurance using GLM,” 한국응용통계학회지 제26(6) (2013): 857-871.
- 허순임 · 김수정, “건강보험진료비 증가요소의 기여도 분해: 인구구조 변화를 중심으로,” 한국사회정책 제21(2) (2014): 9-33.
- 황진태 · 이경희, “생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형,” 보험연구원, 2010.

부 록

1. 빈도 추정결과(1): 요율변수

〈부록표 1〉 사전적 빈도: 음이항분포

반응변수 반응분포 연결함수 Δ Deviance AIC	지급건수 음이항분포 Log 7,608 52,274				
모수	$\hat{\beta}$	se	z-value	Pr(> z)	significance
절편	-5.5323	0.0469	-115.59	<2e-16	***
여성	0.4134	0.0054	93.82	<2e-16	***
연령	0.0344	0.0008	36.88	<2e-16	***
상해2급	-0.0906	0.0059	-14.11	<2e-16	***
상해3급	-0.1819	0.0081	-12.29	<2e-16	***
종합	2.2920	0.0096	242.26	<2e-16	***
질병	2.1514	0.0084	259.13	<2e-16	***
입원	-1.3909	0.0069	-209.74	<2e-16	***
처방	-1.3120	0.0063	-209.12	<2e-16	***

주: '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

2. 심도 추정결과(1): 요율변수

〈부록표 2〉 사전적 심도: 요율변수

반응변수	지급금액					
반응분포	감마분포					
연결함수	log					
ΔDeviance	125,771					
AIC	4,602,872					
모수	$\hat{\beta}$	se	t-value	Pr(> t)	significance	
절편	-0.7177	0.0831	-8.63	< 2e-16	***	
여성	-0.0693	0.0096	-7.21	5.81E-13	***	
연령	0.0032	0.0015	2.16	0.03102	*	
상해2급	-0.0271	0.0104	-2.62	0.0089	**	
상해3급	-0.0473	0.0144	-3.28	0.00104	**	
종합	0.2468	0.0168	14.70	< 2e-16	***	
질병	0.2606	0.0150	17.40	< 2e-16	***	
입원	-3.2792	0.0121	-270.33	< 2e-16	***	
처방	0.0330	0.0113	2.93	0.00341	**	

주: '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

3. 빈도 추정결과(2): 효율변수, 계약자별 지급금액

〈부록표 3〉 사후적 빈도: 지급금액

반응변수 반응분포 연결함수 △Deviance AIC	지급건수 포아송분포 log 14,853 52,095					
모수	$\hat{\beta}$	se	z-value	Pr(> z)	significance	
절편	-5.2205	0.2108	-24.7700	< 2e-16	***	
여성	0.3404	0.0241	14.1010	< 2e-16	***	
연령	0.0267	0.0038	7.0370	0.0000	***	
상해2급	-0.0745	0.0261	-2.8490	0.0044	**	
상해3급	-0.1693	0.0371	-4.5670	0.0000	***	
종합	1.9409	0.0433	44.8340	< 2e-16	***	
질병	1.8551	0.0380	48.8800	< 2e-16	***	
입원	-1.2254	0.0314	-38.9740	< 2e-16	***	
처방	-0.9481	0.0293	-32.3080	< 2e-16	***	
전기 계약자 지급금액	≥ 100,000 ≤ 500,000	1.7101	0.0271	63.1870	< 2e-16	***
	> 500,000 ≤ 1,000,000	1.7888	0.0470	38.0340	< 2e-16	***
	> 1,000,000 ≤ 10,000,000	1.8331	0.0536	34.1820	< 2e-16	***
	> 10,000,000 ≤ 50,000,000	2.8781	0.2309	12.4670	< 2e-16	***

주: '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

4. 심도 추정결과(2): 요율변수, 계약자별 지급건수

〈부록표 4〉 사후적 심도: 지급건수

반응변수	지급금액					
반응분포	감마분포					
연결함수	log					
△Deviance	125,966					
AIC	4,602,717					
모수	$\hat{\beta}$	se	z-value	Pr(> z)	significance	
절편	−0.3143	0.3329	−0.9440	0.3452	—	
여성	−0.0573	0.0383	−1.4980	0.1342	—	
연령	−0.0039	0.0060	−0.6510	0.5153	—	
상해2급	−0.0070	0.0411	−0.1710	0.8644	—	
상해3급	0.0035	0.0583	0.0590	0.9526	—	
종합	0.1951	0.0684	2.8530	0.0043	**	
질병	0.2275	0.0606	3.7540	0.0002	***	
입원	−3.2993	0.0505	−65.3690	< 2e−16	***	
처방	0.0872	0.0455	1.9160	0.0554	.	
전기 계약자 지급건수	1	0.0391	0.0422	0.9250	0.3548	—
	2	−0.0014	0.0553	−0.0250	0.9799	—
	3	−0.1186	0.0704	−1.6850	0.0920	.
	4	−0.1132	0.1022	−1.1080	0.2680	—
	5	0.0189	0.1420	0.1330	0.8941	—
	6+	−0.1815	0.1654	−1.0980	0.2724	—

주: '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

ABSTRACT

Policyholder Dynamics and Risk Classification in the Korean Private Health Insurance: Adverse Selection and Adverse Retention

Lee, Kyoung Ah

Department of Mathematics

Major in Actuarial Mathematics

Sungkyunkwan University

The Korean private health insurance has grown as a pivotal insurance product covering the medical costs uninsured by National Health Insurance. However, Concerns for the sustainability of the product has also spread with the steep increase in loss ratio. The increase is mainly due to the adverse selection originating from the wide diversity of policyholders' risk characteristics. The loss ratio would keep increasing if the uniform manual rates continue to be charged. Therefore, to correct the structural problem of increasing rates by adverse selection, rates differentiation reflecting policyholders' risk characteristics should be introduced.

Chapter 2 aims to suggest the rates differentiation system based on the credibility theory. The credibility theory is based on the Bayesian approach

holding the experience information of policyholders well reflects the unobservable risk characteristics of them, which is a priori unknown to insurers. The credibility coefficient of disease-covering private health insurance has consistently increased while that of accident-covering private health insurance has slightly increased. A high credibility coefficient indicates that more informational weights should be allocated to the individual experience information than to the risk group's manual rates since it means that the residual heterogeneity within risk groups still much has remained. Therefore, the result suggests that there exists the necessity for rates differentiation in the Korean private health insurance system.

Chapter 3 have addressed the remaining inequity among risk groups under the newly amended product structure. The current rating variables of the Korean private health insurance are gender, age, level of injury and coverage. Despite the heterogeneous risk characteristics of health insurance uncovered by National Health Insurance, the regulative adverse selection could result in the persistent increase in loss ratios and the resultant premium hikes. The policyholder's claim information reflects their hidden characteristics, which is not included in the current rating variables. Therefore, the policyholders' claim information could serve as a valuable rating variable in that information asymmetry causing adverse selection in the insurance market results from the unobservable behavior of policyholders.

The empirical analysis in chapter 3 used policyholders' contract and claim data with generalized linear model(GLM), a prevalent regression method for the non-normative insurance data. The procedure of the empirical analysis is comprised of three parts; estimating the statistical significance of current rating

variables, reestimating the statistical significance of current rating variables with the past claim information and comparing the odds of risk factors between a priori and a posterior models. The empirical result has confirmed that both current rating variables and claim information are statistically significant and the model fitness of claim counts model is superior to that of claim amount model. Some results of severity GLM using the claim amount are not statistically significant. These empirical results suggest that including policyholders' experience information could mitigate the structural premium hikes in the Korean health insurance market because it could reveal the hidden risk characteristics of policyholders. Therefore, the adoption of rate differentiation using policyholders' claim information should be seriously reconsidered.

Chapter 4 has addressed the policyholder dynamics at decrement stage and the phenomenon, adverse retention. The Korean private health insurance market is currently moving in to the early mature stage and facing the systemic changes such as aging population and the potential expansion of National Health Insurance's coverage. If NHIS coverage is expanded to include discretionary medical costs, the Korean private insurance will be the exact substitute of it.

The empirical analysis has dealt with the impact of policyholder characteristics and product characteristics such as age, gender, level of injury, claimant status and contract age on lapse in the Korean private health insurance using individual contracts data and claims data with logistic generalized linear models.

The empirical results show that all considered policyholder and product characteristics have statistically significant impacts on the lapse, but the magnitude of the effects varies. The lapse tends to be low among the female, the elderly, the claimant, the old contract and the regular income earner. Also, the descriptive results

of data show that there exist significant difference of lapse rates between the claimant and the non-claimant, implying adverse retention, the other adverse selection at decrement.

Adverse retention is the tendency of the more risker the less lapse and the less risker the more lapse, triggering unfavorable policyholder dynamics and making the policyholder mix undesirable. These results strongly suggest that regulatory reviews to provide the low risks more economic incentives to retain their contracts be considered.

Keywords: Private Health Insurance , Policyholder Dynamics ,
Adverse Selection , Adverse Retention , Risk Classification