

조사보고서 2009-10

생명보험계약의 효력상실·해약 분석

2009. 8

류건식 · 장동식

보험연구원

머 리 말

생명보험사는 보험수요의 부진과 성장 동력의 약화 등으로 이익을 실현하는데 있어서 어려움에 처해있다. 이로 인해 보험회사는 해약률 관리를 통해 수익성을 제고시킬 필요가 있다. 해약률 관리는 보험계약자의 효력상실·해약요인 등을 사전에 체계적으로 분석하여 상시적으로 이를 관리할 수 있는 시스템정비를 요구한다. 그 이유는 보험계약자가 단순히 생명보험 상품의 질과 서비스 등과 같은 요인뿐만 아니라 소득감소와 같은 환경변화 요인에 의해서도 보험계약을 해약하기 때문이다. 예를 들어 보험계약 체결 당시와 변화된 보장니즈, 소득수준 등이 보험계약의 유지에 영향을 미친다.

또한 보험감독정책이 유럽의 Solvency II체제로 전면 전환되고 국제보험회계 도입에 따른 보험부채의 시가평가 적용, 현금흐름방식의 가격산출체계 도입 추진 등으로 전사적 리스크관리가 보다 중요시되고 있는 상황에서 보험계약자의 해약행동을 종합적으로 고려한 생명보험사의 보험 리스크관리 필요성이 제기되고 있는 실정이다. 이와 같은 관점에서 보험계약의 효력상실·해약현황, 실태 분석 및 미치는 영향에 대한 체계적인 연구가 필요하다고 판단된다. 이에 우리 원에서는 효력상실·해약의 의의 및 산출기준, 미국 및 일본의 효력상실·해약 현황, 배당유무, 성별, 연령별, 납입방법별, 보험종목별에 따른 효력상실·해약실태 등을 종합적으로 살펴본 후 금리연동형 연금 및 금리확정형 보장성보험 상품에 대한 효력상실·해약 요인을 분석하여 생명보험사의 해약률 관리를 위한 시사점 및 향후과제를 제시하고자 「보험계약의 효력상실·해약분석」 보고서를 발간하게 되었다.

본 보고서가 생명보험사의 안정적인 수익성 확보에 도움이 되고, 생명보험사의 효율적인 효력상실·해약 관리 방안모색에 유익한 정보로 이용되기를 기대한다. 마지막으로 이 보고서의 내용은 연구자 개인의 의견이며 우리 원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀 둔다.

2009년 8월

보 험 연 구 원
원 장 나 동 민

목 차

요 약	1
I. 서 론	11
1. 연구 배경	11
2. 선행 연구	12
3. 연구 내용	13
II. 효력상실·해약에 관한 이론적 고찰	14
1. 효력상실·해약 의의 및 산출기준	14
2. 효력상실·해약 행동	18
3. 경제환경요인과 효력상실·해약	22
III. 효력상실·해약 현황 및 실태	27
1. 효력상실·해약 현황	27
2. 효력상실·해약 실태	32
IV. 효력상실·해약 실증분석	51
1. 분석대상 데이터 및 제 가정	51
2. 분석모형 설정 및 분석절차	59
3. 효력상실·해약 분석결과	62
V. 결론 및 시사점	81
참고 문헌	87

<표 차례>

<표 II-1> 보험계약의 보유·해약 실적 측정기준 및 측정방법	16
<표 II-2> 효력상실·해약률 산출방법 비교	16
<표 II-3> 보험계약자의 효력상실·해약 원인(우리나라)	19
<표 II-4> 보험계약자의 효력상실·해약 원인(일본)	20
<표 III-1> 생명보험의 효력상실·해약액 추이(일반계정)	27
<표 III-2> 생명보험종목별 효력상실·해약 현황	28
<표 III-3> 효력상실·해약률 및 보유계약액 구성비 추이	29
<표 III-4> 미·일의 효력상실·해약률 비교	32
<표 III-5> 금리연동형 연금 효력상실·해약률 실태	33
<표 III-6> 금리확정형 보장성보험 효력상실·해약률 실태	34
<표 III-7> 유·무배당별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)	40
<표 III-8> 유·무배당별 효력상실·해약률 실태(금리확정형)	41
<표 III-9> 성별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)	42
<표 III-10> 성별 효력상실·해약률 실태(금리확정형)	44
<표 III-11> 연령별(29세 이하) 효력상실·해약률 실태 (금리연동형)	45
<표 III-12> 연령별(30세 이상) 효력상실·해약률 실태 (금리연동형)	46
<표 III-13> 연령별(29세 이하) 효력상실·해약률 실태 (금리확정형)	47
<표 III-14> 연령별(30세 이상) 효력상실·해약률 실태 (금리확정형)	48
<표 III-15> 납입방법별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)	49
<표 III-16> 납입방법별 효력상실·해약률실태(금리확정형)	50
<표 IV-1> 분석대상 연도별 보험종목별 보유계약건수 ¹⁾	52
<표 IV-2> 분석대상 보험종목별 효력상실·해약 건수 ¹⁾ 데이터	53
<표 IV-3> 분석대상 보험종목별 효력상실·해약률 데이터	54
<표 IV-4> 금리연동형 연금의 효력상실·해약 분포	55
<표 IV-5> 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약 분포	56

<표 IV-6> 분석을 위한 제가정	58
<표 IV-7> 금리연동형 연금의 기초통계량	63
<표 IV-8> 금리연동형 연금 검증결과(Lag 1인 경우)	64
<표 IV-9> 금리연동형 연금의 검증결과(Lag 12인 경우)	65
<표 IV-10> 금리연동형 연금의 공적분 검증결과	66
<표 IV-11> 금리연동형 연금의 모수추정치 · 검증통계량(VECM(3))	67
<표 IV-12> 금리연동형 연금의 일반선형회귀 분석결과	70
<표 IV-13> 금리확정형 보장성보험의 기초통계량	72
<표 IV-14> 금리확정형 보장성보험의 ADF 검증결과(Lag 1인 경우)	74
<표 IV-15> 금리확정형 보장성보험의 공적분 검증결과	75
<표 IV-16> 금리확정형 보장성보험의 모수추정치 · 검증통계량(VAR(3))	76
<표 IV-17> 금리확정형 보장성보험의 일반선형회귀 분석결과	78

<그림 차례>

<그림 II-1> 보험계약자의 행동 특성	21
<그림 II-2> 생명보험 효력상실·해약률과 실업률 추이	23
<그림 II-3> 생명보험 효력상실·해약률과 시장이자율 추이	25
<그림 II-4> 생명보험 효력상실·해약률과 경제성장률 추이	26
<그림 III-1> 일반계정 보험계약의 효력상실·해약률 추이	30
<그림 III-2> 보유연수별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)	36
<그림 III-3> 보유연수 4년 미만 효력상실·해약률 실태(금리연동형)	37
<그림 III-4> 보유연수 4년 이상 효력상실·해약률 실태(금리연동형)	37
<그림 III-5> 보유연수별 효력상실·해약률 실태(금리확정형)	38
<그림 III-6> 보유연수 4년 미만 효력상실·해약률 실태(금리확정형)	38
<그림 III-7> 보유연수 4년 이상 효력상실·해약률 실태(금리확정형)	39

요 약

I. 서 론

- 생명보험사는 해약에 미칠 수 있는 여러 요인을 종합적으로 고려하여 계약의 효력상실 및 해약을 관리할 필요성이 존재
 - 최근과 같이 생명보험사의 이익 시현이 어려운 상황에서는 수익성 제고를 위해 해약률을 철저히 관리할 필요가 있음.
 - 특히 현금흐름방식의 가격산출체계 도입 추진 등으로 해약행동을 반영한 리스크관리의 중요성이 증가함.
- 본 연구는 생명보험사의 효력상실·해약의 원인, 현황 및 실태에 대해 살펴본 후 이에 대한 실증분석을 통해 시사점을 제시하는데 있음.
 - 미국, 일본 등 선진국의 해약현황을 소개하고 우리나라의 해약 현황 및 실태를 비교
 - 또한 금리확정형 보장성보험과 금리연동형 연금에 대한 효력상실·해약 원인 등을 분석한 후 제반시사점을 제시

II. 효력상실·해약에 관한 이론적 고찰

- 해약률 산출기준 : 우리나라와 일본은 보험가입금액을 기준으로 효력상실·해약률 산출하고 있는 반면, 미국은 건수기준으로 해약실적과 보유실적을 이용하여 효력상실·해약률을 산정
 - 우리나라는 신계약이 평가기간 초에 체결되었다고 가정하고 기존 보험계약자와 신규보험계약자의 보험계약관련 행동을 반영함.
- 효력상실·해약 행동 : 보험계약자는 일반적으로 현재 및 미래에 대한

재무계획, 위협에 대한 보장니즈 등을 고려하여 해약결정을 하지만 경제적 이유가 아닌 비경제적 이유에서 해약하는 경향이 나타남.

- 우리나라의 경우 보험료납입 곤란 등과 같은 경제적 요인이외에도 친분관계에 의해 가입한 보험계약 계약처럼 비경제적 요인에 의해서도 해약하는 경향을 보임.
- 경제 환경요인의 영향 : 실업률, 시장이자율 외에 경제성장률, 종합주가지수 등도 보험계약자의 효력상실·해약 행동에 영향을 미치는 요인으로 작용
 - 특히 경제성장률은 기존계약을 유지하는데 필요한 소득수준 변화를 설명하는 요인으로, 종합주가지수는 보험계약유지에 따른 기회비용을 설명하는 요인으로 간주

III. 효력상실·해약의 현황 및 실태

□ 해약 현황

- 전체 효력상실·해약액 중 개인보험의 효력상실·해약액이 차지하는 비중은 94.9%이며, 사망보험의 효력상실·해약액은 개인보험의 효력상실·해약액의 70%를 차지하는 것으로 나타남.
 - 사망보험의 효력상실·해약액은 2000년 50.3%에서 2007년에는 70.5%로 증가하였으며, 생사혼합보험, 생존보험, 단체보험, 사망보험순으로 높게 나타남.
- 미국과 일본과 비교하는 경우, 2배 정도 높은 수준의 효력상실·해약률을 보이고 있어 효율적인 해약관리가 요구됨.

<요약 표> 미·일의 효력상실·해약률 비교

(단위 : %)

연 도	한국			미 국	일 본
	한국방식	미국방식	일본방식		
2000	29.7	40.1	39.5	9.4	10.7
2001	20.6	26.2	24.9	7.7	11.8
2002	16.8	19.9	16.8	8.6	11.0
2003	13.0	15.6	16.8	7.6	11.0
2004	14.8	14.0	18.7	7.0	9.4
2005	16.1	15.1	18.8	6.6	8.9
2006	14.2	13.4	16.4	6.3	8.3
2007	11.8	11.3	15.1	-	-

자료 : 보험개발원의 「보험통계연감」(2008), American Council of Life Insurance의 「Life Insurance Fact Book」(2008) 및 「生命保險協會의 生命保險의動向」(각년도)에 의거하여 작성

□ 해약실태

- 보험종목 : 금리연동형은 2000년 1월부터 2007년 12월까지 2000년 1월에 가장 높은 효력상실·해약률 2.9%를, 2007년 12월에는 가장 낮은 효력상실·해약률 0.5%를 나타내고 있음.
 - 금리확정형은 금리연동형에 비해 상대적으로 효력상실·해약률 수준이 낮음.
- 보유연수 : 금리연동형은 2000~2002년과 2005~2006년에는 보유연수간 효력상실·해약률 변동이 확대된 반면, 2003~2004년과 2007년에는 해약률의 변동이 다른 시점보다 낮게 나타남.
 - 금리확정형은 금리연동형과 달리 보유연수 1년이상 2년미만이 보유연수간 효력상실·해약률 변동에 크게 영향을 미침.
- 배당유무 : 유배당 금리확정형 상품 중에서 가장 높은 수준의 효력상실·해약률은 1.8%이며, 가장 낮은 수준의 효력상실·해약률은 0.2%인 것으로 나타남.
 - 이에 반해 무배당 금리확정형 상품에서 가장 높은 수준의 효력상

실·해약률은 유배당보다 0.6%p 낮은 1.2%인 것으로 나타남.

- 남·여 : 금리연동형은 전반적으로 여자가 남자보다 상대적으로 높은 수준의 효력상실·해약률을 보임.
 - 남자의 가장 높은 해약률은 2.7%인 반면 여자는 3.0%인 것으로 나타나고 있으며 남녀 모두 효력상실·해약률 수준은 대체로 낮아지는 추세를 보임.
- 연령 : 금리확정형의 경우, 10~19세는 2005년 3월에 가장 높은 수준의 효력상실·해약률인 1.6%를 나타내고 있으며 다른 연령은 2001년 1월에 최고 수준의 효력상실·해약률을 나타냄.
 - 금리확정형은 10~19세 및 20~29세가 가장 큰 평균 0.9%를, 20~29세에서 가장 큰 표준편차 0.27%를 나타냄.
- 납입방법 : 금리연동형은 2000~2004년에 분할납의 해약률이 일시납보다 명확히 높은 수준을 나타내고 있으나, 2005~2007년 기간에는 분할납과 일시납 해약률이 유사한 변화패턴을 보임.
 - 금리확정형은 분할납 보험계약자가 일시납 보험계약자보다 높은 수준의 효력상실·해약률을 유지하고 있으나, 시간경과에 따른 변화패턴은 유사하게 나타남.

IV. 효력상실·해약에 관한 실증분석

□ 분석데이터 및 분석을 위한 제가정

- 보험개발원의 생명보험 기초통계를 분석데이터로 활용
 - CY2000~CY2007을 분석대상기간으로 설정하여 생명보험사의 해약상실·해약관련 데이터를 통해 실증분석

<요약 표> 분석을 위한 제가정

구 분	제가정
해약실적	▶ 건수기준
보험계약자 관련요소 ¹⁾	성 ▶ 남자/여자
	연령 ▶ 19세이하/20-29세/30-39세/40-49세/50-59세/60세 이상
보험계약 및 모집 관련 요소	모집방법 -
	보험종목 ▶ 연금 / 보장성
	배당 ▶ 유배당/무배당
	금리 ▶ (보장성보험) 확정형 ▶ (연금)연동형
	계정 ▶ 일반
	납입방법 ▶ 일시납/분할납
경제 환경	보유연수 ²⁾ ▶ 1년미만/1-2년/2-3년/2-3년/3-4년/4-5년/5-6년 /6-7년/7년이상
	실업률 ▶ 실업률
	시장 이자율 ▶ 회사채(3년)

주 : 1) 보험계약자의 관련요소인 성과 연령은 효력상실·해약 시의 주피보험자의 성과 연령임.

2) 보유연수는 해약수수료(신계약비) 부과기간(7년)을 고려함.

□ 분석모형의 설정

○ 분석모형 I

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i^* \Delta y_{t-i} + \delta_0 + \varepsilon_t$$

$$\therefore \Delta y_t = \{\Delta LAPSE_t, \Delta UNEMP_t, \Delta CB3YR_t\}'$$

$$\alpha = \{\alpha^{LAPSE}, \alpha^{UNEMP}, \alpha^{CB3YR}\}'$$

$$\delta_0 = \{\delta_0(LAPSE), \delta_0(UNEMP), \delta_0(CB3YR)\}'$$

$$\beta = \begin{Bmatrix} \beta_{(LAPSE)(LAPSE)} & \beta_{(LAPSE)(UNEMP)} & \beta_{(LAPSE)(CB3YR)} \\ \beta_{(UNEMP)(LAPSE)} & \beta_{(UNEMP)(UNEMP)} & \beta_{(UNEMP)(CB3YR)} \\ \beta_{(CB3YR)(LAPSE)} & \beta_{(CB3YR)(UNEMP)} & \beta_{(CB3YR)(CB3YR)} \end{Bmatrix}$$

$$\Delta y_{t-i} = \{\Delta LAPSE_{t-i}, \Delta UNEMP_{t-i}, \Delta CB3YR_{t-i}\}'$$

$$\Phi_i^* = \begin{Bmatrix} \phi_i(LAPSE)(LAPSE) & \phi_i(LAPSE)(UNEMP) & \phi_i(LAPSE)(CB3YR) \\ \phi_i(UNEMP)(LAPSE) & \phi_i(UNEMP)(UNEMP) & \phi_i(UNEMP)(CB3YR) \\ \phi_i(CB3YR)(LAPSE) & \phi_i(CB3YR)(UNEMP) & \phi_i(CB3YR)(CB3YR) \end{Bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \{\varepsilon_t^L, \varepsilon_t^U, \varepsilon_t^C\}'$$

○ 분석모형 II

- 일반선형모형 1 : $\text{해약률} = f(\text{년, 월, 성})$
- 일반선형모형 2 : $\text{해약률} = f(\text{년, 월, 연령})$
- 일반선형모형 3 : $\text{해약률} = f(\text{년, 월, 보유연수})$
- 일반선형모형 4 : $\text{해약률} = f(\text{년, 월, 납입방법})$
- 일반선형모형 5 : $\text{해약률} = f(\text{년, 월, 배당유무})$

□ 금리연동형 연금에 대한 분석결과

- 금리연동형 연금에 대한 해약률과 실업률, 시장이자율 간에 공적분 관계를 반영

$$ECM1_{t-1} = LAPSE_{t-1} - 1.48836 UNEMP_{t-1} - 0.09632 CB3YR_{t-1}$$

$$ECM2_{t-1} = LAPSE_{t-1} - 0.45925 UNEMP_{t-1} + 0.18867 CB3YR_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \Delta LAPSE_t &= -0.078 - 0.177LAPSE_{t-1} + 0.111UNEMP_{t-1} - 0.025CB3YR_{t-1} \\ &\quad - 0.060\Delta LAPSE_{t-1} + 0.005\Delta UNEMP_{t-1} - 0.205^{***}\Delta CB3YR_{t-1} \\ &\quad - 0.034\Delta LAPSE_{t-2} - 0.068\Delta UNEMP_{t-2} + 0.126^*\Delta CB3YR_{t-2}^* \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} LAPSE_t &= -0.078 + 0.763LAPSE_{t-1} + 0.112UNEMP_{t-1} - 0.025CB3YR_{t-1} \\ &\quad + 0.026LAPSE_{t-2} - 0.073UNEMP_{t-2} + 0.331CB3YR_{t-2} \\ &\quad - 0.034LAPSE_{t-3} - 0.068UNEMP_{t-3} + 0.126CB3YR_{t-3} \end{aligned}$$

∴ * : 유의수준 1%, ** : 유의수준 : 5%, *** : 유의수준 10%

- $ECM1_{t-1}$ 은 해약률이 실업률 변화, 시장이자율 변화와 같은 방향으로 움직이고 있다는 관계를, $ECM2_{t-1}$ 은 해약률이 실업률 변화와 같은 방향으로 움직이나, 시장이자율 변화와는 반대 방향으로 움직이고 있다는 관계를 나타냄.
- 금리연동형은 긴급자금가설이 지지되나, 시장이자율 가설은 지지되지 않는 것으로 분석됨.

- 보험계약 특성을 설명변수로, 효력상실·해약률을 종속변수로 하는 일반선

형모형분석을 실시한 결과, 유의수준 1%에서 모든 모형이 통계적으로 유의

<요약 표> 금리연동형의 일반선형회귀 분석결과

구분	모형1		모형2		모형3		모형4		모형5	
	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값
상수항	0.845 ^{***}	13.3	0.664 ^{***}	7.28	0.645 ^{***}	3.78	1.002 ^{***}	7.74	0.582 ^{***}	6.27
2000년	0.952 ^{***}	15.39	1.124 ^{***}	15.08	1.406 ^{***}	10.5	1.342 ^{***}	9.45	0.804 ^{***}	9.68
2001년	0.642 ^{***}	11.32	0.708 ^{***}	9.51	1.156 ^{***}	8.64	0.354 ^{***}	3.05	0.488 ^{***}	5.87
2002년	0.218 ^{***}	3.67	0.103	1.38	0.272 ^{**}	2.03	0.242 ^{**}	2.13	0.088	1.05
2003년	0.438 ^{***}	7.72	0.342 ^{***}	4.59	0.155	1.16	0.546 ^{***}	4.82	0.242 ^{***}	2.91
2004년	0.217 ^{***}	3.82	0.169 ^{**}	2.27	0.063	0.47	0.275 ^{***}	2.43	0.125	1.50
2005년	0.579 ^{***}	10.21	0.482 ^{***}	6.47	0.907 ^{***}	6.78	0.668 ^{***}	5.81	0.625 ^{***}	7.52
2006년	0.271 ^{***}	4.78	0.226 ^{***}	3.04	0.565 ^{***}	4.22	0.313 ^{***}	2.76	0.250 ^{***}	3.01
10~19세			0.364 ^{***}	5.64						
20~29세			0.092	1.42						
30~39세			0.153 ^{**}	2.37						
50~59세			-0.041	-0.63						
60세이상			0.256 ^{***}	3.97						
1년미만					-0.540 ^{***}	-4.03				
1년이상					0.158	1.18				
2년미만										
2년이상					-0.177	-1.32				
3년미만										
3년이상					-0.151	-1.13				
4년미만										
4년이상					-0.405 ^{***}	-3.03				
5년미만										
5년이상					2.088 ^{***}	15.59				
6년미만										
6년이상					0.010	0.08				
7년미만										
유배당							-0.493 ^{***}	-8.09		
분할납									0.380 ^{***}	9.15
F값	24.52 ^{***} (df : 19, 166)		18.75 ^{***} (df : 23, 552)		30.66 ^{***} (df : 25, 742)		8.34 ^{***} (df : 19, 158)		13.38 ^{***} (df : 19, 172)	
R ²	0.737		0.439		0.508		0.501		0.596	

주 : *는 유의수준 1%, **는 유의수준 : 5%, ***는 유의수준 10%를 의미

□ 금리확정형 보장성 보험에 대한 분석결과

- 금리확정형의 효력상실·해약률 분석모형으로 벡터자기상관모형을 설정하고, 산출한 추정치와 검증통계량 결과

<요약 표> 금리확정형 보장성보험의 모수추정치 · 검증통계량(VAR(3))

변수	LAPSE2			UNEMP			CB3YR		
	추정치	t값	p값	추정치	t값	p값	추정치	t값	p값
LAPSE2(t-1)	0.62089	3.50	0.0012	0.35505	0.89	0.3806	0.40604	1.12	0.2687
UNEMP(t-1)	0.09616	1.26	0.2149	1.19949	6.98	0.0001	0.18099	1.16	0.2517
CB3YR(t-1)	0.01936	0.23	0.8185	0.16858	0.89	0.3784	1.49115	8.73	0.0001
LAPSE2(t-2)	0.15421	0.78	0.4417	-0.04204	-0.09	0.9257	-0.80986	-2.00	0.0528
UNEMP(t-2)	0.00749	0.07	0.9444	-0.61442	-2.55	0.0151	-0.24268	-1.12	0.2718
CB3YR(t-2)	-0.17230	-1.28	0.2089	-0.21833	-0.72	0.4772	-0.71655	-2.61	0.0131
LAPSE2(t-3)	-0.11220	-0.60	0.5496	0.51190	1.22	0.2300	0.03233	0.09	0.9325
UNEMP(t-3)	0.02121	0.27	0.7916	0.10233	0.57	0.5731	0.18475	1.14	0.2633
CB3YR(t-3)	0.10045	1.24	0.2236	0.17196	0.94	0.3538	0.18799	1.14	0.2633
R^2	0.834 (F값 : 22.57, p값 : <0.0001)			0.716 (F값 : 11.43, p값 : <0.0001)			0.943 (F값 : 73.77, p값 : <0.0001)		
DW	2.02			2.14			1.69		
ARCH	F값 = 4.02(p값 : 0.051)			F값 = 0.46(p값 : 0.501)			F값 = 0.21(p값 : 0.648)		
Normal	χ^2 값 = 1.63(p값 : 0.444)			χ^2 값 = 1.59(p값 : 0.452)			χ^2 값 = 0.46(p값 : 0.796)		

○ 금리확정형의 해약률과 실업률 · 시장이자율의 관계를 분석한 결과, 1개월 전의 효력상실 · 해약률이 당월의 효력상실 · 해약률에 많은 영향을 미치는 것으로 나타남.

- 1개월 전의 실업률 증가 또는 1개월 전의 시장이자율 증가는 당월의 효력상실 · 해약률의 증가에 영향을 미침

$$LAPSE2_t = 0.621^{***}LAPSE2_{t-1} + 0.096UNEMP_{t-1} + 0.019CB3YR_{t-1} \\ + 0.154LAPSE2_{t-2} + 0.007UNEMP_{t-2} - 0.172CB3YR_{t-2} \\ - 0.112LAPSE2_{t-3} + 0.021UNEMP_{t-3} - 0.100CB3YR_{t-3}$$

∴ *** 유의수준 10%

○ 금리확정형 보정상보험에 일반선형모형을 적용하여 모수 추정치와 검증통계량 산출 결과

- 분석결과, 모형 1의 경우 남자가 여자보다 약 0.0002% 낮은 효력상실 · 해약률을 보여, 성별의 경우 효력상실 · 해약률에 영향을 미치지 않는 것으로 분석됨.
- 모형 2의 경우, 50~59세/60세이상은 40~49세보다 0.167%, 0.233%

낮은 수준의 효력상실·해약률을 가지는 것으로 나타나 50세 이상의 연령층은 40~49세와 비교하여 보장성 보험에 대한 필요성을 더 크게 느끼는 것으로 판단됨.

- 모형 4의 경우 유배당은 무배당보다 0.046% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있는 반면, 모형 5에서 분할납은 일시납보다 0.483% 높은 수준의 효력상실·해약률을 나타냄.
- 이는 금리연동형과 같이 무배당이 유배당보다 높은 부리이율을 적용되기 때문이며, 일시납 계약자가 분할납 계약자보다 연금에 대한 인식이 높은 데에 원인이 있음.

<요약 표> 금리확정형 보장성보험의 일반선행회귀 분석결과

구분	모형1		모형2		모형3		모형4		모형5	
	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값
상수항	0.323***	9.45	0.326***	11.34	0.348***	5.02	0.285***	7.20	-0.010	-0.26
2004년	0.375***	15.53	0.322***	17.70	0.103***	2.47	0.375***	13.38	0.238***	8.39
2005년	0.371***	15.35	0.371***	20.37	0.080*	1.92	0.450***	16.05	0.267***	9.42
2006년	0.217***	8.97	0.221***	12.13	0.077*	1.85	0.275***	9.81	0.171***	6.04
10~19세			0.304***	13.64						
20~29세			0.188***	8.41						
30~39세			0.054**	2.43						
50~59세			-0.167***	-7.47						
60세이상			-0.233***	-10.46						
1년미만					0.475***	8.04				
2년미만					1.065***	18.03				
3년미만					0.598***	10.13				
4년미만					0.381***	6.46				
5년미만					0.231***	3.92				
6년미만					0.106*	1.80				
7년미만					-0.010	-0.18				
유배당							-0.046**	-2.31		
분할납									0.483***	24.15
F값	23.07*** (df : 15, 80)		72.71*** (df : 19, 268)		25.75*** (df : 21, 362)		21.90*** (df : 15, 80)		46.97*** (df : 15, 80)	
R ²	0.812		0.838		0.599		0.804		0.898	

주 : * : 유의수준 1%, ** : 유의수준 : 5%, *** : 유의수준 10%

V. 결론 및 시사점

- 최근 생명보험사의 이익이 감소하고 있는 상황에서는 수익성 제고를 위해 보다 철저한 해약률 관리가 필요
 - 우리나라의 해약률이 미·일에 비해 상대적으로 높게 나타나 해약률 관리를 통해 보험계약자의 유지율을 제고함으로써 안정적인 수익성 확보가 매우 중요시 될 것으로 예상
- 이에 시안적인 측면에서 기존의 선행연구 등에서 제시한 해약률 모형을 통해 분석한 결과, 보유계약 및 피보험자의 특성이 해약률이 미치는 영향 또한 상이하게 나타남.
 - 따라서 매크로변수이외에 상품별 보유계약 및 피보험자 특성을 반영한 변수가 설정되어 모형 내에 반영될 필요성이 존재
- 이와 같은 해약률 분석은 현금흐름방식의 보험가격 산출, 전사적 리스크 관리의 구현, 보유계약관리에 의한 수익성 제고차원에서 더욱 중요시될 것으로 보임.
 - 적정한 보험가격산출을 통한 상품별 수익성 분석을 위해 효력상실·해약률 모형이 적극적으로 연구, 개발될 필요성이 존재함.
 - 내실경영 차원에서 보험감독방식의 변화에 부응하는 리스크관리 중심의 정형화되고 합리적인 해약률 가정 설정 등을 통한 보험리스크중심의 관리전략이 요구됨.
- 또한 보유계약관리에 의한 수익성제고차원에서 경험데이터를 체계적으로 집적하고 상품특성별, 피보험자 특성별, 보험계약 특성별로 해약률 관리가 이루어질 필요성이 있음.

I. 서론

1. 연구 배경

수입보험료 기준으로 세계에서 7위를 차지할 만큼 생명보험산업은 고도의 성장을 이루고 있다. 이와 같은 성장에도 불구하고 미국 등 선진국에 비해 상대적으로 해약률 수준이 높은 것으로 나타나 생명보험산업의 안정적인 수익성 제고에 부정적인 영향을 미치고 있다.

생명보험산업의 이미지 제고 및 수익성강화 차원에서 체계적인 해약률 관리가 그 어느 때 보다도 요구되고 있다.¹⁾ 특히 기존의 3이원방식에서 현금흐름방식 가격산출체제로 금융감독정책 변화가 검토되고 있어 상품별 해약률 정도를 반영한 적정한 가격산출은 더욱 중요시 될 것으로 보인다. 또한 Solvency II 중심의 리스크감독과 국제보험회계 도입에 따른 보험부채의 시가 평가로 인해 해약률 중심의 리스크관리가 더욱 중요시 되고 있다.

이에 따라 보험상품의 형태별, 가입자속성별 해약 추이 및 원인 등을 정형화된 해약률 모형을 통해 체계적으로 분석할 필요성이 있다. 문제는 다양한 상품을 어떻게 분류하고, 어떠한 모형을 통해 해약원인이 무엇인지 분석하느냐이다. 그 이유는 우리나라의 상품 유형과 구조가 매우 다양하며, 해약률을 분석하기 위한 정형화된 분석모형 자체가 존재하지 않기 때문이다. 또한 성별, 연령별, 보유기간별 등과 같은 보험계약자 속성별 자료수집의 어려움이 존재하고 있다.

이와 같은 점을 감안하여 본 보고서는 금리확정형 보장성 보험, 연동형 연금으로 분석대상의 범위를 한정하고 기존 선행연구 등에서 적용한 해약률 모형을 통해 효력상실·해약의 원인을 분석한 후 경영전략적 차원에서 시사점을 모색하고자 한다. 이와 더불어 효력상실 및 해약산출 기준, 보험계약자의

1) 해약률 관리제도로는 감액완납(Reduced Paid-up)제도, 연장정기보험(Extended Term)제도, 보험계약대출(Policy Loan)제도, 보험료자동대출납입(Automatic Premium Loan)제도, 보험료납입유예 및 중도인출제도 등을 들 수 있다.

해약 행동 등을 이론적 측면에서 살펴보고 미국, 일본 등 선진국의 해약현황 및 실태 등을 우리나라와 상호·비교하고자 하였다. 본 연구의 목적은 생명보험사가 상품별 해약률을 고려한 가격산정과 상품포트폴리오의 재구축을 통해 경영전략을 수립하는데 다소나마 기여하는데 있다.

2. 선행 연구

효력상실·해약과 관련된 선행연구가 있지만 효력상실·해약 데이터의 입수어려움 등으로 효력상실·해약 현황에 기초하여 개선방안을 모색하는데 초점을 두고 있다. 대표적인 국내의 주요 선행연구로는 이경룡(1991), 류근옥(1996), 김현수(1996), 강중철·장강봉(1999), 이영민(2001), 김창기(2005)의 연구 등을 들 수 있다.

이경룡은 생명보험사의 신계약위주의 과당경쟁으로 인하여 계약유지율이 상대적으로 저조한 수준에 머무르고 있다고 주장하고 과당경쟁 등을 주요 해약요인으로 지적하였다. 류근옥은 해약률을 질적 경영의 산물로 인식하고 해약률 관리를 위한 질적 경영 대책들을 제시하였다. 김현수는 해약률을 기업의 이익함수의 한 변수로 간주하고 해약률과 전략선택의 관계를 규명하고자 하였다. 강중철·장강봉은 보험계약자의 행동분석방법을 생존분석기법, 즉 생명보험계약이 효력상실·해약되기까지의 기간과 효력상실·해약에 영향을 미친 요소간의 관계를 대수선형회귀모형에 의한 생존분석 방법을 통해 분석하였다. 분석결과, 교육보험과 생사혼합보험이 연금 및 보장성 보험보다 유지율이 높고 유지기간도 길게 나타나고 있으며, 진단요소의 경우 유진단 계약이 무진단 계약보다 유지율이 높고 유지기간도 긴 것으로 나타나고 있다고 주장하였다.

이영민은 신계약을 기준으로 한 보험모집인의 수당제도가 유지율 저하의 주된 요인임을 제시하였으며, 김창기는 보험계약자의 해약행동은 금리뿐만 아니라 외생변수(예, 실업률, 경제성장률, 경과기간 등)에 영향을 받으며, 해약률 패턴이 보험종목별로 다르므로 보험종목별로 적절한 해약률 모형을 선택하여야 한다고 주장하였다. 해약률을 종속변수로, 해약 월, 평균보유기간, 시장이

자율과 예정이율 차이, 실업률 등을 설명변수로 하는 로짓분석에 의해 보험계약자의 계약행동을 추정하였다.

국외의 선행연구로는 Richardson · Hartwell(1951), Outrevile(1990), Weiyo Kuo · Tsai · Chen(2003), 荻原邦男(2007)의 연구 등을 들 수 있다. Richardson · Hartwell은 계약률이 보험상품 및 모집인의 질에 따라 영향을 받는다고 주장하였으며, Outrevile은 생명보험 계약률에 관한 긴급자금가설만이 유의한 것으로 나타나, 개인소득의 변화는 계약에 영향을 미치지만 금리변동은 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. Weiyo Kuo는 불안정성 재무시계열에 의한 허구적 회귀문제를 해결하기 위하여 장기 균형관계와 단기 변동을 결합한 Engel & Granger의 공적분 이론을 적용하고 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)으로 계약률을 분석하였다. 荻原邦男은 계약률분석을 위한 계약률 모델화는 자료부족, 보험계약자 행동예측의 어려움, 회사정책의 영향, 모수추정의 어려움, 예측능력의 한계 등에 의하여 불가능하다고 보았다. 본 연구는 생보산업 전체의 데이터가 아닌 개별 생명보험사 데이터를 통해 이루어 졌다는 점, 그리고 매크로 변수외에 성, 연령 등 가입자 속성 변수로 고려하여 분석이 이루어졌다는 점 등이 기존 선행연구와의 차이이라 할 수 있다.

3. 연구 내용

본 보고서의 연구내용은 대략 다음과 같다. 즉 제2장에서 효력상실 · 계약의 의의 및 산출기준, 보험계약자의 효력상실 · 계약 행동 등을 살펴본 후에 경제환경 요인과 효력상실 · 계약과의 관계를 살펴보고자 하였다. 그리고 제3장에서는 생명보험산업 전체측면에서 효력상실 · 계약의 현황을 미국, 일본 등과 비교하여 보고 상품의 속성을 연령, 보유연수, 납입방법 등으로 구분하여 체계적으로 분석하고자 하였다. 제4장에서는 보험개발원이 보유하고 있는 효력상실 · 계약관련 데이터를 활용하여 실증적으로 분석함으로써 어떠한 특성을 지니고 있는지를 제시하고자 하였다. 마지막으로 제5장에서는 분석결과를 토대로 효력상실 · 계약을 관리를 위한 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 효력상실·해약에 관한 이론적 고찰

1. 효력상실·해약 의의 및 산출기준

가. 의의

상법에 의하면 보험계약은 계약당사자 간의 합의에 의해 성립하며, 보험계약자는 계약체결 후 경과기간에 관계없이 보험기간 중도에 계약을 임의로 해지할 수 있도록 되어 있다. 중도 해지에 대해 상법은 계속적 채권관계의 계약이라는 특성을 고려하여 장래에만 영향을 미치는 해지를 원칙으로 인정하고 있다.²⁾ 또한 상법에서는 해지를 보험계약자에 의한 해지인 보험계약 해약, 보험회사에 의한 해지인 효력상실 등으로 구분하고 있다. 먼저 보험계약자에 의한 계약해약은 상법 및 약관에 의거 원칙적으로 계약자 자신의 경제적 사정 변경 등에 따라 언제든지 일어날 수 있다.

그러나 생존연금, 타인을 위한 보험계약 등은 임의해지가 일부 제한되고 있다. 생존연금의 경우 보험계약자가 모두 임의해지권을 행사하여 해약환급금을 수령하게 되면 상대적으로 건강한 가입자들에 대한 연금지급이 부족해지는 문제가 발생할 수 있어 연금지급이후에는 임의해지가 제한되고 있다. 타인을 위한 보험계약의 경우, 수익자도 계약의 유지에 따른 이익이 발생하기 때문에 수익자의 동의를 얻거나 보험증권을 소지하여야 계약의 해지가 가능하도록 하고 있다.

생명보험사에 의한 계약해지인 효력상실은 보험업법 제 65조 제2항 및 제 3항³⁾에 의한 행위로서 보험계약자등의 보험료 지급의무 불이행과 고지의무

2) 상법은 계약의 소멸에 대하여 장래에만 영향을 미치는 해지와 계약시점부터 영향을 미치는 해제로 구분하고 있다.

3) 제65조 (보험료의 지급과 지체의 효과) ②계속보험료가 약정한 시기에 지급되지 아니한 때에는 보험자는 상당한 기간을 정하여 보험계약자에게 최고하고 그 기간내에 지급되지 아니한 때에는 그 계약을 해지할 수 있다. ③특정한 타인을 위한 보험의 경우에 보험계약자가 보험료의 지급을 지체한 때에는 보험자는 그 타인에게도 상당한 기간을 정하여 보

위반 및 위험의 변경·증가 등이 있는 경우에 생명보험사가 계약 효력을 정지시키는 행위이다.

이와 같은 중도 해지 행위는 생명보험사의 현금흐름에 직간접적으로 영향을 미친다. 계약해지가 생명보험사가 예측한 것보다 많이 발생하는 경우, 보험계약자에게 지급할 해약환급금을 위한 재원을 마련하여야 하고, 이 과정에서 안정적인 자산운용수익을 포기하여야 하는 상황에 이를 수 있다. 보험계약의 해약과 효력상실이 높은 생명보험사는 지속적인 수익창출 능력에 대해 시장에서 부정적인 평가를 받을 수 있는 우려가 있다. 이 때문에 안정적인 현금흐름을 확보하여 생명보험시장에서의 신뢰성을 제고하고자 효력상실과 해약을 철저히 관리하고 있다.

따라서 생명보험사는 계약에서 정한 만기까지 유지되지 않는 계약에 대한 보험계약자의 행동을 분석하게 된다. 이 경우 보험계약자의 해약 행위와 보험회사의 효력상실을 유발하는 보험계약자의 행위 모두를 종합적으로 분석하여 해약률을 관리하는 것이 매우 중요하다고 할 수 있다.

나. 산출기준

현재 우리나라, 일본, 미국 등은 효력상실과 해약을 구분하지 않고 평가기간 중 보유실적과 효력상실·해약 실적의 상대 값으로 산출하는 방식을 채택하여 보험계약자의 해약행동을 분석하고 있다. 이와 같은 효력상실·해약률 산출식을 보면, 일반적으로 보유실적과 효력상실·해약 실적은 보유계약, 신계약, 보유계약 변동 등을 측정대상으로 하고 있고, 그리고 건수, 보험가입금액, 보험료 등을 측정기준으로 하고 있다(<표Ⅱ-1>참조).

보험료의 지급을 최고한 후가 아니면 그 계약을 해제 또는 해지하지 못한다.

<표 II-1> 보험계약의 보유·해약 실적 측정기준 및 측정방법

구 분	보유계약	해약계약
측정기준	<ul style="list-style-type: none"> · 건수기준 · 가입금액기준 · 보험료기준 	<ul style="list-style-type: none"> · 건수기준 · 가입금액기준 · 보험료기준
측정범위	<ul style="list-style-type: none"> · 평가기간 초 보유계약 · 평가기간 중 신계약 · 평가기간 중 보유계약 증감 (예, 보험가입금액 증감) 	<ul style="list-style-type: none"> · 평가기간 중 해약계약

현재 우리나라, 일본, 미국 등은 <표II-2>와 같은 방법으로 효력상실·해약률을 산출하고 있다.

<표 II-2> 효력상실·해약률 산출방법 비교

구 분	효력상실·해약률 산출방법
우리나라	<ul style="list-style-type: none"> - 측정기준 : 보험가입금액 - 측정범위 : <ul style="list-style-type: none"> · 해약계약 : (평가기간 중)효력상실·해약액 · 보유계약 : (평가기간 초) 보유계약액 + (평가기간 중) 신계약액
미국	<ul style="list-style-type: none"> - 측정기준 : 건수기준 - 측정범위 : <ul style="list-style-type: none"> · 해약계약 : (평가기간 중)효력상실·해약건수 · 보유계약 : (평가기간 중)평균보유계약건수
일본	<ul style="list-style-type: none"> - 측정기준 : 보험가입금액 - 측정범위 : <ul style="list-style-type: none"> · 해약계약 : (평가기간 중)효력상실·해약액 + (평가기간 중)보험금액감소 - (평가기간 중)부활액 - (평가기간 중)보험금액증가 · 보유계약 : (평가기간 초) 보유계약액

먼저 우리나라는 현재 효력상실·해약률 산정시 보험가입금액을 기준으로 측정된 평가기간 초기의 보유실적과 평가기간 중 신계약 실적 및 효력상실·해약 실적을 이용하여 산출하는 방식을 채택하고 있다. 이 방식은 보험가입금액 및 보험료가 다르다는 가정 하에 생명보험사에 미치는 영향을 측정한다. 즉 신계약 체결시점이 평가기간 초라는 가정을 사용하고 있다. 또한 이 방식은 효력상실·해약 실적에서 변화가 없는 경우에도 신계약 변화에 효력상실·해약률이 변화되는 특징을 지니고 있다. 이 때문에 우리나라의 효력상실·해약률은 기존 보험계약자의 해약행동뿐만 아니라 잠재 신규보험계약자의 행동도 함께 반영하고 있다할 수 있다.

다만 우리나라의 효력상실·해약률은 보험계약자가 보험가입금액을 변경하는 행위는 고려하지 않고 있다. 따라서 우리나라의 효력상실·해약률은 효력상실·해약 변동뿐만 아니라 신규 보험수요 감소에도 민감하게 반응한다고 할 수 있다.

이에 반해 일본은 평가기간 중 효력상실 및 해약된 계약의 보험가입금액뿐만 아니라 보험금액감소, 부활계약의 보험가입금액, 보험가입금액 증액 등도 함께 고려하고 있다. 일본은 우리나라와 달리 보험가입금액의 증액은 신계약으로, 보험가입금액의 감액 분은 효력상실 또는 해약으로 간주하고 있다. 일본과 우리나라의 효력상실·해약률 산출방식의 차이는 일본은 효력상실·해약률에 대하여 보험계약자의 행위를 생명보험사에 미치는 영향으로 넓게 해석하고 있는데 반해, 우리나라는 보험계약자의 행위에 대해서 생명보험사에 미치는 영향을 좁게 해석하고 있다. 그리고 일본은 우리나라와 같이 신계약 실적을 효력상실·해약률 산출에 활용하고 있는데, 이는 기존 보험계약자의 효력상실·해약 행위 경우뿐만 아니라 잠재 신규계약자의 보험계약 체결행위에서도 민감하게 반응하기 때문이다.

미국은 우리나라 및 일본과 달리 보험가입금액기준이 아니라 건수기준으로 해약실적과 보유실적을 측정하고 있다. 미국 방식에서 효력상실·해약률은 보험계약자에 의하여 일어날 빈도(또는 확률)를 의미하며, 미국 방식은 평가기간 중 보유계약의 보험가입금액 또는 보험료가 동일하다는 가정 하에 성립되었다고 할 수 있다. 또한 미국 방식은 우리나라와 일본과 달리 신계약을 평가

기간 초에 체결하였다고 가정하지 않고, 평가기간 중 신계약의 유효기간만을 반영하고 있다.

미국의 효력상실·해약률 산출방식은 기본적으로 생명보험의 경험생명표 개발시 적용하고 있는 탈퇴율의 개념과 일치한다. 즉 미국의 효력상실·해약률은 특정한 시점 t 까지는 해약하지 않았다는 가정 하에서 t 시점 바로 직후에 해약할 조건부확률인 아래와 같은 위험률함수(hazard function, 또는 hazard rate) $h(t)$ 를 사용한다.

$$h(t) = \frac{f(t)}{s(t)}$$

여기에서 확률변수 T 는 연속형 확률변수이고 $f(t)$ 는 T 시점의 확률밀도 함수로 $f(t) = F'(t)$ 로 나타낼 수 있다. 또한, $S(t) = 1 - F(t)$ 라고 정의하면 위험률 함수 $h(t)$ 는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$h(t) = -\frac{d}{dt}(\ln S(t))$$

$$S(t) = e^{-\int_0^t h(u)du}$$

2. 효력상실·해약 행동

보험계약자는 미래소비와 현재소비에 대한 의사결정을 필요로 하는 상황, 즉 보험계약의 유지 또는 해약에 대한 의사결정을 하게 되는 상황에 자주 직면하게 된다. 보험계약자가 합리적이라면 현재 및 미래에 대한 재무계획에 미치는 영향, 미래위험에 대한 보장니즈 등을 평가하여 계약을 계속 유지할 것인지 아니면 다른 의사결정을 하게 될 것이다. 이에 반해 비합리적인 보험계약자는 보험계약의 유지 및 해약에 관한 의사결정이 경제적 또는 재무적 성과로 설명되지 않는 방향으로 이루어질 수 있는데, 이는 보험계약자가 보험계

약을 해약하는 원인에서 알 수 있다.

<표Ⅱ-3>을 살펴보면 보험계약 해약은 경제적 요인과 비경제적 요인이 영향을 미치고 있지만, 일반적으로는 경제적 요인에 의해 해약하는 경우가 더 많은 것으로 나타났다. 경제적 요인에 의한 해약이유로는 보험료 납입곤란과 긴급자금의 필요때문인 것으로 조사되었으며, 그 추이를 살펴보면 비경제적 이유인 의리상 가입한 보험계약의 효력상실·해약 등은 감소하고 있는 반면, 경제적 이유인 보험료납입곤란, 긴급자금필요 등에 의한 효력상실·해약은 높아진 것으로 나타나고 있다.

<표 Ⅱ-3> 보험계약자의 효력상실·해약 원인(우리나라)

(단위 : %)

해약 원인	1991	1994	1997	2000	2003	2006
보험료 납입이 어려워서	21.8	24.5	34.0	42.0	49.3	47.1
목돈이 필요해서	28.3	37.6	37.4	41.4	32.4	36.5
의리상 어쩔수 없이 가입	13.4	15.5	17.2	12.1	13.1	4.9
기간이 너무 길어서	18.6	17.6	29.1	22.3	11.1	17.4
보험금액이 소액이라 보험으로서의 의미가 없어서	6.5	3.5	5.3	7.3	11.7	10.6
설계사의 말과 내용이 달라서	14.1	7.6	10.6	7.0	6.1	9.0
인플레이션으로 인하여 보험은 손해라 생각해서	24.6	18.2	19.5	13.6	11.1	7.6

자료 : 생명보험협회, 「생명보험성향조사」, 각년도

일본 역시 <표 Ⅱ-4>처럼 우리나라와 같이 보험료 납입곤란, 긴급자금 필요 등이 보험계약의 주요 효력상실·해약 요인으로 나타나고 있다. 또한 비경제적 이유인 의리상 가입한 보험계약의 효력상실·해약은 감소하고, 보험료 납입곤란에 의한 효력상실·해약은 높아진 것으로 조사되었다. 이에 반해 긴급자금 필요에 의한 효력상실·해약은 우리나라와 달리 점차 감소하는 것으로 조사되고 있다.

<표 II-4> 보험계약자의 효력상실·해약 원인(일본)

(단위 : %)

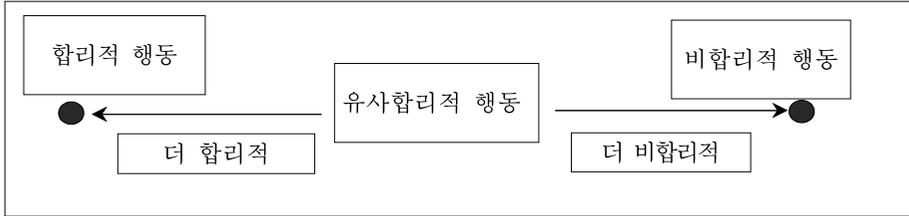
해약 원인	1994	1997	2000	2003	2006
보험료 납입 곤란	22.3	29.5	36.2	38.4	37.0
다른 생명보험으로 전환	28.3	37.4	33.7	30.3	29.5
목돈 필요	25.5	25.4	20.7	16.6	14.0
의리상 어쩔 수 없이 가입	23.5	18.7	18.8	14.2	14.2
기간이 너무 장기	6.9	3.2	4.0	4.8	3.6
보험금액이 소액이라 보험으로서의 의미가 없음	10.4	5.4	3.0	2.6	2.7
설계사의 말과 내용이 상이	6.0	4.6	3.8	2.7	2.7
인플레이션으로 인하여 보험은 손해라 생각	4.7	2.5	2.8	4.1	1.1

자료 : 生命保險文化センター, 「生命保險に關する全國實態調査」, 各년도

이상과 같은 설문조사의 결과로 보험계약자는 계약유지 및 해약에 대하여 대체로 합리적인 의사결정을 하고 있음을 알 수 있지만, 아직까지 비합리적인 의사결정에 의하여 해약이 이루어지고 있는 경우가 존재한다.

즉 보험계약자의 해약행동이 항상 합리적인 의사결정이라고 할 수 없으며, 생명보험사의 채무를 최대화시키는 방향에서 해약옵션을 행사하는 합리적 행동과 경제적 또는 재무적 성과로 설명되는 않는 방향에서 해약옵션을 행사하는 비합리적 행동이 혼재되어 있다고 할 수 있다. 결국 해약행동(해약행태)은 합리적 행동과 비합리적 행동이 혼재된 유사 합리성(quasi-rationality)을 추구하고 있다고 볼 수 있다 (<그림II-1>참조).

<그림 II-1> 보험계약자의 행동 특성



자료 : BLACKROCK SOLUTIONS(2006), "Variable Annuity Behavior: Lessons from the Mortgage Market"

생명보험사는 이상과 같은 계약행동 특성을 분석하여 다양한 방법으로 효력상실·해약을 관리하게 된다. 즉 ① 생명보험사는 감액, 완납 등의 제도를 운영하고 있다. 보험계약의 효력상실·해약이 일어나는 주 원인인 보험계약자의 소득창출능력 약화는 생명보험사의 노력만으로는 해소시킬 수 없지만 생명보험사는 보험가격 산출, 책임준비금 측정 및 평가 등에 소득창출능력약화와 따른 계약자 행동을 반영할 수 있도록 하고 있다. ② 보장니즈 변화에 의한 보험계약 해약에 대해서는 체결하는 과정에서 보험계약자의 보장니즈를 충족할 수 있도록 충분히 보험상품을 안내하는 노력을 기울이고 있다. ③ 보험계약 이외의 방법으로 보장니즈를 충족하고자 하는 보험계약자에 대해 생명보험사는 경쟁력 있는 상품으로 대응한다. 보험계약자가 합리적이라면, 보험이외의 금융상품이 제공하는 각종 이자소득이나 배당, 투자수익 등과 보험계약의 보장 및 이자소득을 비교하여 계약유지 또는 해약에 관한 의사결정을 하게 될 것이다. 이때 보험계약자는 보유계약이 제공하는 보장 및 이자소득뿐만 아니라, 장래 이와 유사한 보험계약을 다시 체결, 유지하기 위해 소요되는 비용 등을 고려할 것이다. 따라서 이와 같은 계약유인을 가지고 있는 보험계약자에게는 계약 필요성, 재구매 비용 등에 관한 정보를 제공하여 해약이 일어나지 않도록 하는 노력이 요구된다.

보험계약자가 비합리적으로 해약하는 원인으로는 인플레이션으로 인해 통화 가치가 떨어져 보험은 손해라는 생각에 해약하는 경우, 보험기간이 너무 길어서 해약하는 경우 등을 들 수 있다. 이러한 해약원인은 보험계약을 체결

하는 과정에서 생명보험사, 보험모집인 등이 생명보험의 특성, 필요한 보장 등에 관하여 보험계약자에게 충분하게 설명하지 않은 것에서 기인한다고 할 수 있다. 그리고 이러한 해약원인은 근본적으로 보험상품이 장래에 있을지도 모르는 우발적 사고에 대하여 안전을 추구하는 간접적인 욕구를 충족시키는 보험상품의 특성 때문이다. 보험계약이 지닌 이 특성은 잠재 계약자가 자발적으로 상품을 구매하고자 하는 욕구를 이끌어 내기 어렵다. 이러한 특성 때문에 생명보험사는 상품에 대한 구입욕구를 잠재소비자들로부터 이끌어내기 위하여 적극적, 공격적 마케팅을 실시하게 되는데, 이 과정에서 잠재소비자들이 지니고 있는 정상수요뿐만 아니라 가수요를 유발하는 요인으로 작용할 수 있다.⁴⁾ 따라서 생명보험사의 적극적이고, 공격적인 마케팅 전략은 잠재적 소비자로 하여금 보험계약 유지능력 및 적정 지출을 충분히 반영하지 않고 보험계약을 체결하도록 하거나, 잠재소비자의 보장 니즈를 충분히 반영하지 않은 채 보험계약을 성사 시킬 수 있는 것이다.

그래서 보험계약을 유지하기 위해 지출되는 보험료는 보험계약자에게 소득 변화시 또는 소비변화시 한계비용으로 인식되어질 수 있다. 보험계약자가 보험판매채널과의 의리상 어쩔 수 없이 계약을 체결한 경우, 보험계약자가 보유하고 있는 계약이 너무 소액이라 보험계약자의 보장니즈를 충족시키지 못하는 경우 등이 이에 해당된다. 따라서 생명보험사는 보험계약자에게 이 상품이 지니고 있는 특성을 보다 정확히 제공하려는 노력을 통하여 비합리적인 원인으로 보험계약이 해약되지 않도록 노력할 필요가 있다.

3. 경제환경요인과 효력상실·해약

가. 실업률

실업률의 증가는 보험계약에 대한 신규수요를 감소시키고, 또한 보험계약자의 소비계획에 영향을 미쳐 보험계약의 효력상실·해약을 초래할 수 있다. 이

4) Belth.J(1991)을 참조

경우 실업률은 보험계약 구매능력과 보유계약의 유지능력에 영향을 미치는 요소라고 볼 수 있다.

<그림 II-2>의 생명보험의 효력상실·해약률과 실업률에 관한 연도별 추이를 보면 금융위기 이전에도 유사한 추이를 나타낼 뿐만 아니라 금융위기 이후 역시 실업률과 효력상실·해약률이 유사한 추이를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다.

<그림 II-2> 생명보험 효력상실·해약률과 실업률 추이



주 : 효력상실·해약률은 일반계정 생명보험의 보험가입기준의 효력상실·해약률 의미

자료 : 통계청 KOSIS 및 보험개발원 통계정보시스템에 의거 작성

효력상실·해약률과 실업률의 유사성은 단순회귀분석을 통하여 검증할 수 있는데, 분석한 결과 금융위기 이전은 단순회귀모형 하의 검증통계량 F값은 6.3(p값 : 0.03)이며 상관계수 R^2 는 0.41인 것으로 나타나고 있으며, 금융위기 이후는 단순회귀모형 하의 검증통계량 F값은 38.8(p값 : 0.0003)인 것으로 나타나고 있다. 따라서 효력상실·해약률과 실업률간의 상관관계는 유의수준 5%내에서 통계적으로 유의하며, 이에 실업률은 효력상실·해약률에 어느 정도 영향을 미치고 있다고 할 수 있다.⁵⁾

5) 단순회귀모형에 의한 검증은 효력상실·해약률과 실업률이 시계열자료라는 정보를 이용하지 않은 검증이므로 시계열자료인 효력상실·해약률과 실업률인 비정상성(또는 단위근)

나. 시장이자율

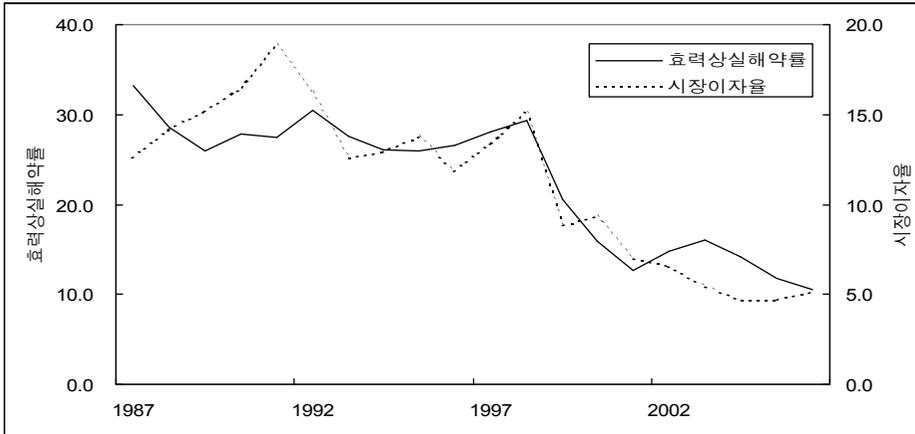
시장이자율에 민감한 보험계약자인 경우 시장이자율이 예정이율보다 높은 수준일 때 보유계약의 가치가 하락 하였다고 인식할 수 있으며, 반대로 시장이자율이 예정이율보다 낮은 수준일 때 보유보험계약의 가치가 증가하였다고 생각할 수 있다. 그리고 시장이자율과 예정이율의 차이가 커질수록 보험계약자는 보험계약의 가치변화를 더 크게 인식하게 될 것이다.⁶⁾ 따라서 시장이자율에 민감한 보험계약자는 시장이자율이 예정이율보다 높아질수록 효력상실·해약하고자 하는 유인을 크게 받을 수 있다. 이는 금융위기 직후에 경험한 바 있다. 금융위기 직후 시장이자율이 급격히 상승함에 따라 예정이율과 큰 괴리가 발생하였으며 그 결과 효력상실·해약률이 급격하게 상승하였다.

효력상실·해약률과 시장이자율의 관계를 명확히 파악하기 위해서는 시장이자율 및 예정이율의 정보, 그리고 효력상실·해약 정보가 요구된다. 그러나 시장이자율과 예정이율의 정보는 생명보험사로부터 제공되지 않는 정보라는 점을 감안하여 변화추이의 유사성 분석을 통해 살펴보면 <그림 II-3>과 같다. <그림 II-3>에서 보면 전반적으로 시장이자율이 높아지는 시점에 효력상실·해약률이 높아지고, 반대로 시장이자율이 낮아지는 시점에는 효력상실·해약률이 낮아지는 추이를 나타내고 있다.

을 가지고 있다면 이 두 변수의 상관관계는 허구적 상관관계라고 비판받을 수 있다. 따라서 효력상실·해약률과 실업률의 관계분석에는 정상성 및 공적분 관계에 대한 검증(단위근 검증과 공적분 검증 등)이 요구되는데 이 분석결과는 제4장에서 정리하였다.

6) Miyazaki and Saito (1999) mention that as spot interest rates go up, the duration of liabilities becomes short with anticipation of early withdrawals.

<그림 II-3> 생명보험 효력상실·해약률과 시장이자율 추이



주 : 효력상실·해약률은 일반계정 생명보험의 보험가입기준의 효력상실·해약률 의미

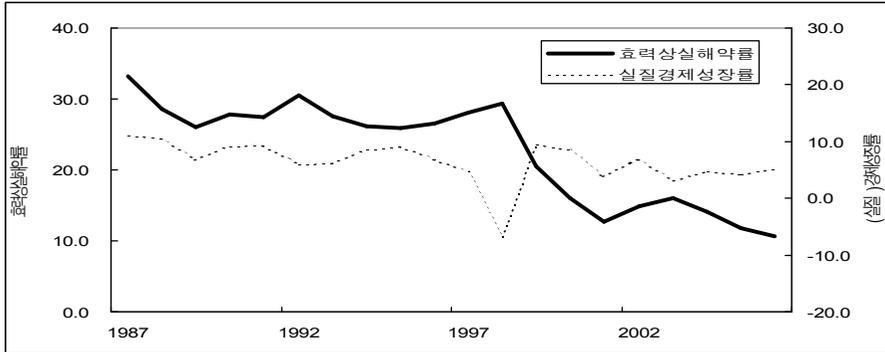
자료 : 통계청 KOSIS 및 보험개발원 통계정보시스템에 의거 작성

효력상실·해약률과 시장이자율의 추이 유사성을 실업률과 마찬가지로 단순회귀분석을 통해 검증한 결과 금융위기 이전과 이후를 구분하지 않는 경우, 단순회귀모형 하의 검증통계량 F값은 71.83(p값은 0.0001)이고 상관계수 R^2 는 0.80인 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 효력상실·해약률과 시장이자율 간에 상관관계가 존재하고 있다고 볼 수 있다.

다. 경제성장률 등

경제성장률은 일반적으로 국민소득 증가요인으로 평가되고 있어 경제성장률 변화는 보험계약 유지 시 요구되는 소득창출능력에 영향을 미치고 있다고 해석될 수 있다. 그러나 <그림 II-4>에서 보면, 경제성장률의 변화와 효력상실·해약률의 변화는 유사한 패턴을 보이다가 어느 시기에는 반대 패턴을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 즉 1992년에는 경제성장률과 효력상실·해약률이 유사한 변화패턴을 나타냈고 있으나, 1993년 이후에는 전반적으로 경제성장률과 효력상실·해약률은 다른 변화 패턴을 나타내고 있다.

<그림 II-4> 생명보험 효력상실·해약률과 경제성장률 추이



주 : 효력상실·해약률은 일반계정 생명보험의 보험가입기준의 효력상실·해약률을 말한다.

자료 : 통계청 KOSIS 및 보험개발원 통계정보시스템에 의거 작성

이와 같은 추이를 가지는 경제성장률과 효력상실·해약률에 단순회귀분석을 실시한 결과, 효력상실·해약률의 단순회귀모형에서 검증통계량 F 값은 0.733(p 값: 0.4037)이고 상관계수 R^2 는 0.04인 것으로 나타남으로써 효력상실·해약률과 경제성장률의 상관관계가 있다는 가정은 유의하지 않다고 할 수 있다. 또한 종합주가지수의 경우도 국민소득 증가에 영향을 미치는 요소라고 할 수 있으며, 경제성장률과 마찬가지로 종합주가지수의 변화는 보험계약 유지 시 요구되는 소득창출능력에 영향을 미치고 있다고 해석될 수 있다. 종합주가지수의 변화와 효력상실·해약률의 변화는 반대 패턴을 보이는 것으로 나타났다. 종합주가지수가 하락한 1989년부터 1993년까지의 기간에 효력상실·해약률은 높아졌고, 종합주가지수가 상승한 2004년부터 2007년까지의 기간에 효력상실·해약률이 지속적으로 낮아진 것으로 나타나고 있다. 종합주가지수와 효력상실·해약률의 상관관계는 단순회귀분석을 통하여 분석한 결과, 검증통계량 F 값은 10.76(p 값은 0.0039)이고 상관계수 R^2 는 0.36인 것으로 나타나 종합주가지수와 효력상실·해약률 간에 상관관계가 있는 것으로 분석되고 있다.)

7) 종합주가지수 변화가 효력상실·해약률에 미친 영향이 시장이자율 변화에 의하여 반영되어 있다고 할 수 있어 이를 제4장의 효력상실·해약률 분석변수에서 제외하였다.

Ⅲ. 효력상실·해약 현황 및 실태

1. 효력상실·해약 현황⁸⁾

가. 한국

우리나라의 생명보험은 2000~2007년 기간 중 2000년, 2001년, 2005년, 2007년에 각각 10%이상의 높은 신계약액 증가율을 보이고 있는 반면, 2002년, 2003년, 2006년에는 마이너스의 신계약액 증가율을 보여 증가율의 편차가 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 보유계약액은 2001년에 22.6%의 높은 증가율을 보이다가 점점 감소하는 추이를 보이고 있다. 그리고 효력상실·해약액은 2000년에 가장 낮은 -10.6%의 효력상실·해약 증가율을 보이다가 2002년과 2003년에는 각각 20.5%, 16.7%의 높은 효력상실·해약액 증가율을 보이고 있으며, 2003년 이후에는 효력상실·해약액 증가율이 감소하고 있는 것으로 나타나고 있다(<표Ⅲ-1>참조).

<표 Ⅲ-1> 생명보험의 효력상실·해약액 추이(일반계정)

(단위 : 십억원, %)

구 분	신계약액	증가율	보유계약액	증가율	효력상실 해약액	증가율
2000	297,704	14.3	821,807	17.1	159,622	-10.6
2001	355,018	19.3	1,007,215	22.6	163,391	2.4
2002	322,794	-9.1	1,121,498	11.3	196,965	20.5
2003	307,958	-4.6	1,190,771	6.2	229,836	16.7
2004	325,541	5.7	1,295,367	8.8	214,953	-6.5
2005	361,984	11.2	1,422,623	9.8	195,626	-9.0
2006	348,871	-3.6	1,513,414	6.4	187,450	-4.2
2007	386,229	10.7	1,626,239	7.5	192,896	2.9

주 : 보유계약액은 연말보유계약액임

자료 : 보험개발원 보험통계연감(2008)에 의거 작성

8) 여기에서는 생보시장 전체의 효력상실·해약률 데이터(공표된 효력상실·해약률 데이터 활용)를 통해 매크로적으로 생보시장 전체의 효력상실·해약률 현황 및 추이를 살펴보았다.

다음으로 보험상품의 효력상실·해약 현황을 생명보험종목별로 구분하여 보험계약금액 기준으로 살펴보면 <표Ⅲ-2>에서 보는 바와 같이 2007년 개인보험의 효력상실·해약은 전체 생명보험의 94.9%를, 단체보험은 5.1%로 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 개인보험 중에서는 사망보험이 개인보험 효력상실·해약의 약 70%를 차지하고 있는 것으로 나타나 대부분의 효력상실·해약은 사망보험을 중심으로 이루어지고 있음을 알 수 있다.

<표 Ⅲ-2> 생명보험종목별 효력상실·해약 현황

(단위 : 천건, 10억원, %)

구분	생존	사망	생사혼합	소계	단체	총계	
2000	건수	1,339	5,126	1,510	7,975	1,109	9,084
	금액	33,568	81,172	26,259	140,999	18,624	159,623
	비중	21.0	50.9	16.5	88.3	11.7	100.0
2001	건수	1,139	5,357	1,503	7,999	843	8,842
	금액	29,343	92,760	28,755	150,858	12,533	163,391
	비중	18.0	56.8	17.6	92.3	7.7	100.0
2002	건수	970	6,349	1,178	8,497	550	9,047
	금액	26,606	134,917	26,066	187,589	9,377	196,966
	비중	13.5	68.5	13.2	95.2	4.8	100.0
2003	건수	1,067	7,032	1,017	9,116	704	9,820
	금액	27,592	171,169	22,322	221,083	8,753	229,836
	비중	12.0	74.5	9.7	96.2	3.8	100.0
2004	건수	925	6,104	731	7,760	667	8,427
	금액	24,136	165,444	17,235	206,815	8,138	214,953
	비중	11.2	77.0	8.0	96.2	3.8	100.0
2005	건수	742	4,840	629	6,211	1,464	7,675
	금액	21,344	133,709	15,761	170,814	24,812	195,626
	비중	10.9	68.3	8.1	87.3	12.7	100.0
2006	건수	806	4,832	637	6,275	865	7,140
	금액	22,756	131,632	15,746	170,134	17,314	187,448
	비중	12.1	70.2	8.4	90.8	9.2	100.0
2007	건수	977	4,797	709	6,483	800	7,283
	금액	29,314	135,919	17,885	183,118	9,777	192,895
	비중	15.2	70.5	9.3	94.9	5.1	100.0

주 : 비중은 전체 보험계약금액에 대한 비중임
 자료 : 보험개발원 보험통계연감(2008)에 의거 작성

이에 반해 생사혼합보험의 경우 개인보험의 효력상실·해약에서 차지하는 비중이 점차 감소하고 있는 반면에 사망보험의 비중은 증가하는 추이를 보이고 있다는 점이 특징적이다.

또한 <표Ⅲ-3>에서 보는 바와 같이 보험가입금액 기준 해약률 산출식을 이용하여 산출한 보험종목별 효력상실·해약률을 보면 분석대상기간 동안 거의 모든 생명보험종목이 10%대의 효력상실·해약률을 나타내고 있다. 특히 생명보험종목의 대부분은 대체로 2003회계연도를 정점으로 하여 점차적으로 효력상실·해약률이 낮아지고 있는 추세를 보이고 있다. 주목할 점은 효력상실·해약률이 사망보험, 단체보험, 생존보험, 생사혼합보험 순으로 높게 나타나고 있다는 점이다. 즉 사망보험의 효력상실·해약률이 9.5%, 단체보험의 효력상실·해약률이 10.0%, 생존보험의 효력상실·해약률이 12.1%, 생사혼합보험의 효력상실·해약률이 14.5%이다. 이는 한편으로 사망보험 및 단체보험 등에 대한 보험계약자의 보험계약 유지 경향이 상대적으로 높음을 의미한다고 할 수 있다.

<표 Ⅲ-3> 효력상실·해약률 및 보유계약액 구성비 추이

(단위 : %)

연 도	효력상실·해약률 ¹⁾					보유계약액 구성비 ²⁾			
	전체	생존	사망	생사혼합	단체	생존	사망	생사혼합	단체
2000	16.8	18.9	14.4	20.7	23.8	18.7	62.4	12.6	6.4
2001	13.0	16.2	10.5	22.7	17.5	15.3	70.2	9.6	4.9
2002	14.8	14.3	14.0	22.9	14.3	14.2	73.9	7.7	4.2
2003	16.1	15.1	15.8	21.9	14.0	12.7	77.4	6.2	3.7
2004	14.2	13.6	14.1	17.8	11.6	11.9	78.2	5.7	4.2
2005	11.8	11.1	10.8	15.1	21.0	12.2	77	5.7	5.1
2006	10.6	10.4	9.8	14.3	16.3	12.8	77.5	5.9	3.8
2007	10.2	12.1	9.5	14.5	10.0	13	77.2	5.8	4.1

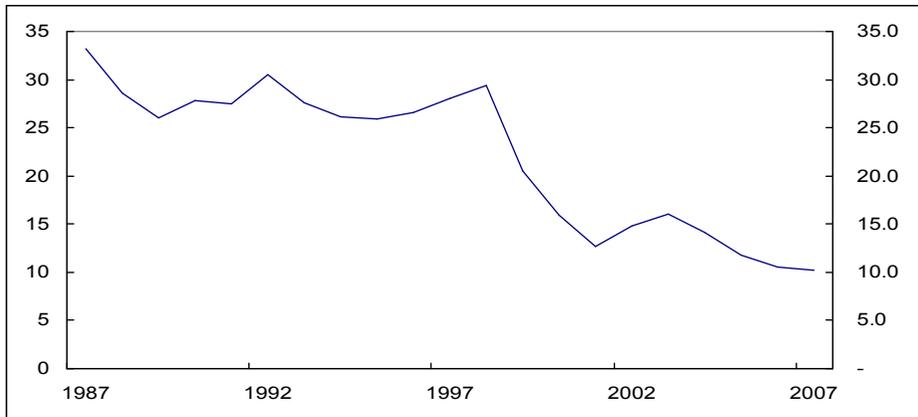
주 : 1) 효력상실·해약률 = 효력상실·해약액/(연초보유계약액+신계약액)

2) 연말보유계약액 기준

자료 : 보험개발원 보험통계연감(2008)에 의거 작성

이와 같은 보험상품의 효력상실·해약률 추이는 경영전략의 전환, 저금리 현상 등에 의해서도 영향을 받는다고 할 수 있다. 생명보험사는 금융위기를 극복하는 과정에서 성장전략을 양적 성장에서 질적 성장 중심으로 전환하였으며, 이 전환이 어느 정도 효력상실·해약률을 낮추는 요인으로 작용하였다. 또한 우리나라뿐만 아니라 전 세계적으로 최근까지 지속된 저금리 상황은 보험계약자에게 보험계약을 보유하는 것이 보다 유리하도록 작용하였다고 할 수 있다. 이는 생명보험의 효력상실·해약률이 최근까지 지속적으로 낮아지는 추세를 보였고, 2007년에는 10%수준까지 낮아지고 있다는 점에서 추론하여 볼 수 있다(그림Ⅲ-1>참조).

<그림 Ⅲ-1> 일반계정 보험계약의 효력상실·해약률 추이



주 : 효력상실·해약률 = 효력상실·해약액/(연초 보유액+신계약액)×100
 자료 : 보험개발원, 보험통계연보, 각년도

이와는 달리 금융위기 이전의 보험상품의 효력상실·해약률은 최근과는 또 다른 양상을 보였다고 할 수 있다. 즉 금융위기 이전과 최근의 효력상실 해약률 추이를 비교해 볼 때 다소 차이가 존재한다. 금융위기 이전에는 세계적격 개인연금저축제도가 도입(1994년)되어 연금상품의 신규개발이 활성화되었으며 또한 건강(암보험 등)·상해(교통재해보험등) 등에 대한 보장수요가 더욱 증대됨에 따라 저가형 보장성 보험상품의 신규개발이 활성화되었다고 할 수 있

다. 또한 생명보험사는 연금, 건강보험에 대한 신상품을 개발하여 적극적인 양적 성장전략을 추구하였으며 이를 위해 대량적으로 보험모집인을 모집하기에 이르렀다. 이러한 생명보험사의 양적 성장전략에 의한 보험모집인의 대량모집은 이후 보험모집인의 대량탈락이라는 현상을 초래하였고 그 결과 생명보험사들은 금융위기 이전까지 효력상실·해약률이 상대적으로 높게 나타났다고 할 수 있다.

나. 미국·일본

미국과 일본의 효력상실·해약률 산출방식은 우리나라의 효력상실·해약률 산출방식과 다소 차이가 존재하므로 우리나라와 미국·일본의 효력상실·해약률 비교를 위해서는 동일한 산출기준으로 일치시킬 필요가 있다.

우리나라의 효력상실·해약률을 미국 및 일본방식으로 전환하는 경우 우리나라의 효력상실·해약률은 미국 및 일본의 효력상실·해약률보다 약 2배정도 높은 수준인 것으로 나타나고 있다(<표Ⅲ-4> 참조). 이는 우리나라의 효력상실·해약률이 2000년 이전에는 평균적으로 미국과는 2.6배, 일본과는 5.4배 높은 것과 비교할 때 상당한 개선이 이루어졌다고 할 수 있다.

그럼에도 아직 미국·일본보다 높은 효력상실·해약률을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 우리나라와 일본, 미국의 효력상실·해약률 차이가 발생하는 이유로 우리나라 보험계약자의 생명보험에 대한 인식 부족 등을 들 수 있다.⁹⁾

9) 우리나라는 저축목적으로 보험계약을 체결하는 경우가 많고 미국이나 일본은 보험고유의 위험보장을 목적으로 보험에 가입하는 경우가 많기 때문에 우리나라의 효력상실·해약률이 미국·일본보다 높은 것으로 판단된다.

<표 III-4> 미·일의 효력상실·해약률 비교

(단위 : %)

연 도	한 국			미 국	일 본
	한국방식	미국방식	일본방식		
2000	29.7	40.1	39.5	9.4	10.7
2001	20.6	26.2	24.9	7.7	11.8
2002	16.8	19.9	16.8	8.6	11.0
2003	13.0	15.6	16.8	7.6	11.0
2004	14.8	14.0	18.7	7.0	9.4
2005	16.1	15.1	18.8	6.6	8.9
2006	14.2	13.4	16.4	6.3	8.3
2007	11.8	11.3	15.1	-	-

자료 : 보험개발원의 「보험통계연감」(2008), American Council of Life Insurance의 「Life Insurance Fact Book」(2008) 및 生命保險協會의 「生命保險の動向」(각년도)에 의거 작성

이에 따라 우리나라가 미국·일본과 같은 수준의 효력상실·해약률 수준에 도달하기 위해서는 생명보험에 대한 보험계약자의 인식 제고 노력이 더욱 필요하다.

2. 효력상실·해약 실태¹⁰⁾

이 절에서는 생명보험사가 실제 보유하고 있는 효력상실·해약률 데이터¹¹⁾를 통해 보험상품(금리확정형 보장성 보험과 금리연동형 연금)의 종목, 보유연수, 배당유무, 남·녀, 연령, 납입방법 등으로 구분하여 효력상실·해약률

10) 여기에서는 생명보험사의 실제 보유 효력상실·해약률 데이터(비공표된 효력상실·해약률 데이터 활용)를 통해 마이크로적으로 보험종목별, 보유연수별, 배당속성별, 성별, 연령별, 납입방법별 효력상실·해약률 실태를 살펴보았다.

11) 효력상실·해약률데이터는 편의상 보험개발원이 보유하고 있는 기초통계자료를 활용하여 실태를 조사하였다.

실태를 살펴보고자 하였다. 즉 생명보험사의 2000년부터 2007년까지의 효력상실·해약률 데이터를 활용하여 보험계약 특성(담보위험, 보유연수, 유·무배당), 보험계약자 특성(남자·여자, 연령) 등에 따른 효력상실·해약률 실태 및 특성 등을 제시하고자 하였다.

가. 보험종목별

금리연동형 연금은 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 실태조사기간 동안, 2000년 1월에 가장 높은 효력상실·해약률인 2.9%를 나타냈고, 2007년 12월에는 가장 낮은 효력상실·해약률 0.5%를 나타냈다. 그리고 금리연동형 연금의 월 효력상실·해약률은 실태조사기간 동안 전반적으로 낮아지는 추이를 보이고 있다(<표Ⅲ-5>참조).

<표 Ⅲ-5> 금리연동형 연금 효력상실·해약률 실태

(단위 : %)

구 분	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
2000	2.9	2.3	2.3	2.2	2.0	1.8	1.8	1.8	1.5	1.7	1.5	1.8	2.0
2001	1.5	1.6	1.8	1.3	1.5	1.7	1.6	1.5	1.5	1.5	1.4	1.2	1.5
2002	0.7	0.7	0.8	0.8	1.0	1.2	1.3	1.5	1.5	1.1	0.8	1.3	1.1
2003	1.2	1.4	1.5	1.6	1.7	1.4	1.3	1.3	1.1	1.1	1.0	1.0	1.3
2004	1.1	1.2	1.2	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0	0.9	1.1	0.9	1.2	1.1
2005	1.5	1.6	1.6	1.6	1.4	1.4	1.4	1.4	1.3	1.4	1.3	1.3	1.4
2006	1.3	1.3	1.4	1.2	1.2	1.1	1.1	1.2	1.0	1.0	0.9	0.8	1.1
2007	0.7	0.9	1.0	0.8	0.7	0.8	1.0	0.9	0.9	1.1	1.0	0.5	0.9

자료 : 보험개발원 기초통계데이터에 의거 작성

특히 금리연동형 연금의 월별 효력상실·해약률은 순환주기의 순환 저점인 2003년 상반기와 2005년 상반기에 일시적으로 높아진 것으로 나타나고 있다.¹²⁾ 2003년 상반기는 카드사 부실, 개인부채 등에 의하여 경제 전반이 어

12) 최영일·박양수(2007)는 「경기분석모형의 개선」에서 제9순환기의 저점은 2003년 7월,

려움에 처한 시기였으며 이 시기에 낮아지던 실업률이 다시 3.0% 이상 높아진 시점이라는 점에서 시사 하는 바 크다. 특히 2005년 상반기는 경기수축기를 벗어나는 시기이나 실업률이 2004년보다 약간 높고 효력상실·해약률 또한 전년도보다 높았다.

이에 반해 금리확정형 보장성보험은 <표Ⅲ-6>에서 보는 바와 같이 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 실태조사기간 동안, 2000년 1월에 가장 높은 효력상실·해약률 1.4%를 나타냈고, 2007년 12월에는 가장 낮은 효력상실·해약률 0.2%를 나타냈다. 금리확정형 보장성보험의 월 효력상실·해약률은 금리연동형 연금과 유사하게 실태조사기간 동안 전반적으로 낮아지는 추세를 보이고 있다. 그러나 금리확정형 보장성보험은 금리연동형 연금에 비해 상대적으로 낮은 효력상실·해약률 수준을 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 Ⅲ-6> 금리확정형 보장성보험 효력상실·해약률 실태

(단위 : %)

구분	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
2000	1.4	1.3	1.3	1.2	1.1	1.1	1.0	0.9	0.8	0.8	0.9	0.9	1.1
2001	0.7	0.7	0.8	0.7	0.6	1.0	1.0	0.9	0.7	0.8	0.8	0.7	0.8
2002	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.7	0.9	1.0	1.0	0.8	0.5	0.8	0.7
2003	0.8	0.9	0.9	0.9	1.0	1.0	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.8	0.9
2004	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8
2005	1.0	0.9	1.1	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6	0.6	0.8
2006	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
2007	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.2	0.4

자료 : 보험개발원 기초 통계데이터에 의거 작성

금리확정형 보장성보험의 월 효력상실·해약률은 순환주기의 순환 저점인 2003년 상반기와 2005년 상반기에 금리연동형 연금보다는 낮으나 일시적인 증가 현상을 보이고 있다. 특히 2003년 이전에는 생명보험사가 보장성 보험의

정점은 2004년 2월, 저점은 2005년 4월로 제시하였다(2003년 7월 저점→ 2004년 2월 정점 → 2005년 4월 저점).

질병담보만 판매할 수 있도록 되어 있으나 2003회계연도에 상해를 포함한 제3보험을 생명보험사가 판매할 수 있도록 제도가 변경됨에 따라 2003년을 전후로 보장성보험의 월 효력상실·해약률이 높아지고 2004년부터 다시 월 효력상실·해약률이 낮아지는 추이를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다.

특히 2004년 이후의 효력상실·해약률 감소추이는 국민건강보험을 보완하는 다양한 민영건강보험상품이 개발됨과 동시에 인구의 고령화 및 핵가족화의 진전에 따라 장기간병보험에 관한 관심이 점차 높아지고 특히 저금리 현상으로 금리확정형 보장성보험의 효력상실 및 해약 유인이 약화된 결과라고 할 수 있다.

나. 보유연수별

일반적으로 보험계약은 보유연수에 따라 해약수수료(신계약비)가 낮아지는 특성을 지니고 있다. 그리고 보험계약의 당사자인 계약자 등은 보유연수가 늘어날수록 해약수수료에 대한 부담을 낮게 인식하게 된다. 즉 보험계약자는 납입한 보험료에 대한 해약수수료의 비중을 계약의 해약에 대한 손실로 인식한다면 보험계약자는 보유연수가 짧을수록 해약에 대한 손실이 크다고 인식하고 보유연수가 증가할수록 손실이 작을 것이라고 생각할 것이다.

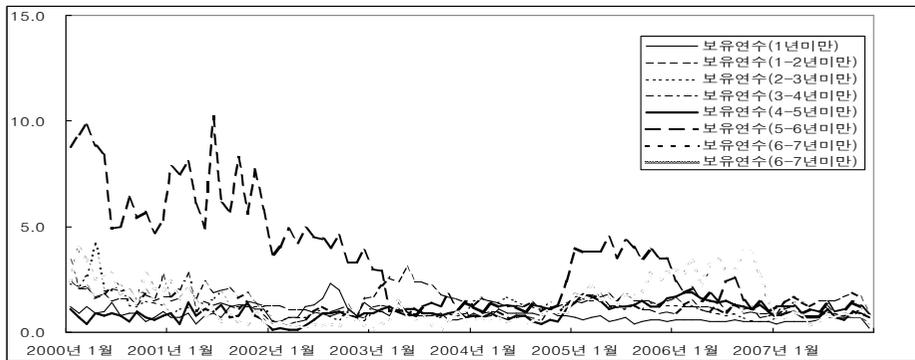
이처럼 보험계약자가 해약수수료를 해약손실로 인식한다면, 보유연수가 짧을수록 보험계약의 해약을 억제하는 효과가 크고, 보유연수가 길수록 해약수수료의 해약 억제 효과는 약화된다고 할 수 있다.

그러나 보험계약자의 해약의지가 해약수수료의 억제효과보다 큰 경우에는 제 역할을 하지 못할 수 있다. 보험계약자가 실업, 사업, 결혼 등으로 긴급한 자금(재무적 자원)이 필요한 경우에 해약수수료의 해약억제 효과가 제대로 작용되지 않을 가능성이 크다. 보험계약자가 시장이자율의 변화에 따라 보유하고 있는 계약을 재평가하는 계약자라면, 해약손실보다 보험계약의 유지 손실이 큰 경우 보험계약 해약에 대한 유인을 강하게 가질 것이다. 따라서 해약수수료의 해약 억제 효과는 시장이자율의 변화에 따라서도 달라진다고 할 수 있다. 이는 금리연동형 연금의 보유연수 간 해약률 변이가 시간경과에 따라

다르게 나타나는 것을 통해 알 수 있다.

금리연동형 연금은 <그림 III-2>에서 보는 바와 같이 2000~2002년과 2005~2006년에는 보유연수간 효력상실·해약률 변이가 확대된 반면, 2003~2004년과 2007년에는 보유연수별 해약률의 변이가 다른 시점보다 축소된 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 보유연수 간의 효력상실·해약률 변이는 보유연수가 5년이상 6년미만인 금리연동형 연금의 효력상실·해약률 변화에서 기인하고 있다. 또한 5년미만 금리연동형 연금의 경우, 해약수수료의 해약억제효과가 시장이자율이 낮아지는 시기에는 약하게 작용한 반면, 시장이자율이 일정 수준 유지되는 시기에는 상대적으로 강하게 작용하였다고 할 수 있다.

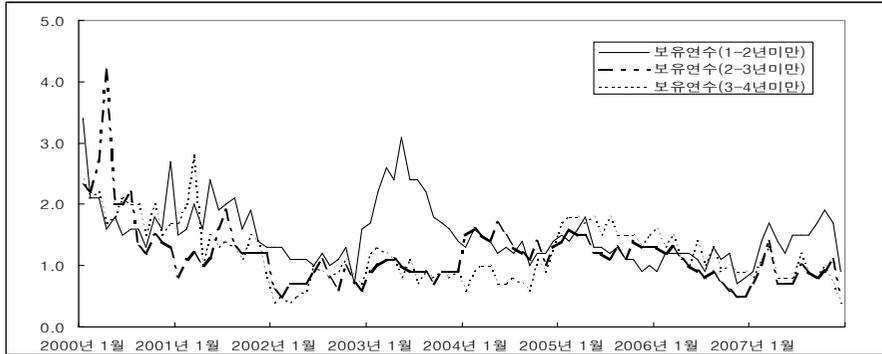
<그림 III-2> 보유연수별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)



자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

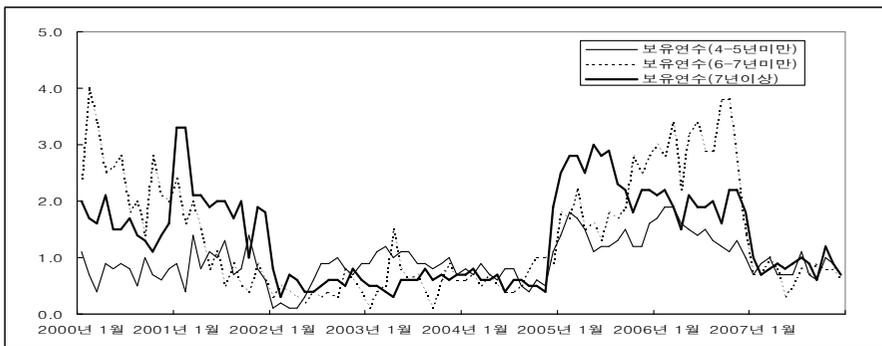
또한 <그림 III-3>에서 보는 바와 같이 보유연수가 4년미만인 경우를 네그룹으로 분류하여 살펴보면, 보유연수 1년이상 2년미만, 보유연수 2년이상 3년미만, 보유연수 3년이상 4년미만의 효력상실·해약률은 2003년을 제외하고는 시간경과에 따라 유사한 변화패턴을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 이에 반해 보유연수 4년이상인 그룹의 경우(<그림 III-4>참조) 보유연수 4년이상 5년미만, 보유연수 6년이상 7년미만, 보유연수 7년이상 효력상실·해약률 변동 폭은 다르지만 시간경과에 따라 유사한 변화패턴을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다.

<그림 III-3> 보유연수 4년 미만 효력상실·해약률 실태(금리연동형)



자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

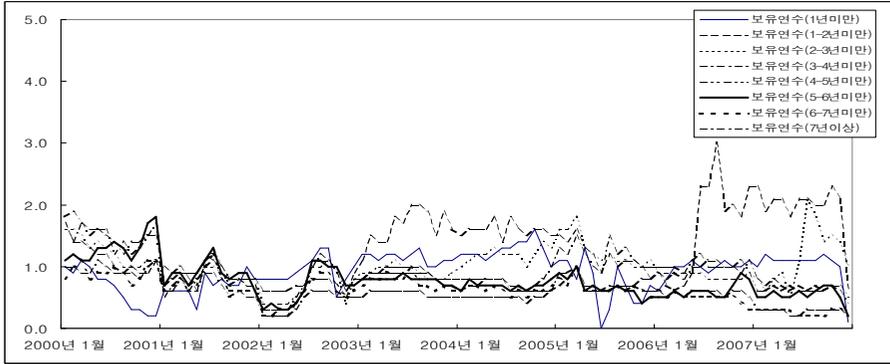
<그림 III-4> 보유연수 4년 이상 효력상실·해약률 실태(금리연동형)



자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

특히 금리확정형 보장성보험은 금리연동형 연금과 달리 보유연수 1년이상 2년미만의 효력상실·해약률의 변화가 보유연수간 효력상실·해약률의 변이에 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 2003년 1월 이후부터 보유연수 1년이상 2년미만의 효력상실·해약률이 크게 변화하는 것으로 나타나고 있다 (<그림 III-5 참조>).

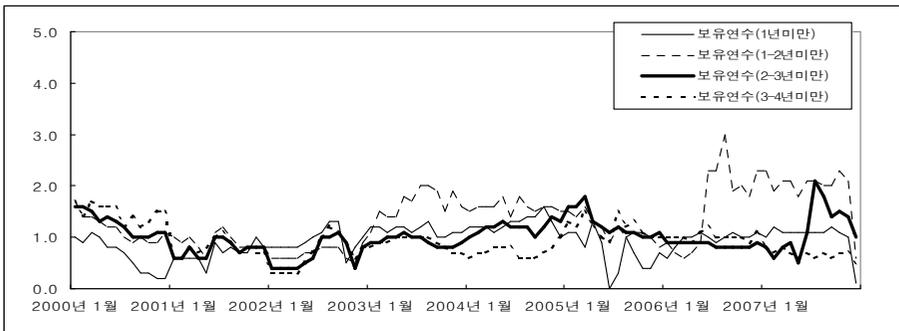
<그림 III-5> 보유연수별 효력상실·해약률 실태(금리확정형)



자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

그리고 <그림III-6>에서 보는 바와 같이 보유연수 1년이상 2년 미만인 경우 효력상실·해약률이 시간에 따라 가장 크게 변화하고 있고, 그 다음으로 보유연수 1년미만의 효력상실·해약률의 변화가 높은 것으로 나타났다.

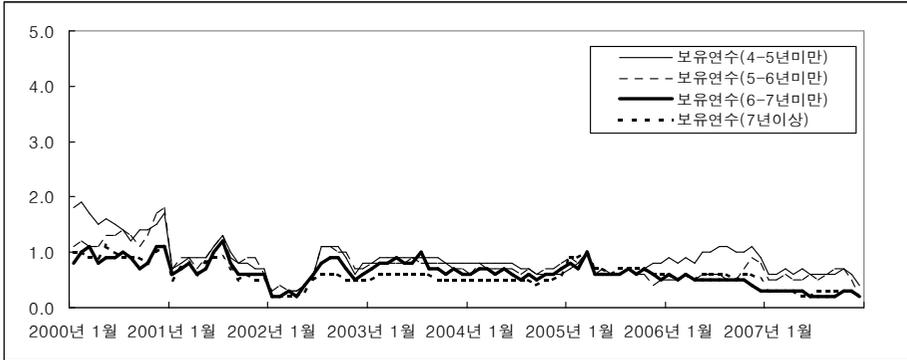
<그림 III-6> 보유연수 4년미만 효력상실·해약률 실태(금리확정형)



자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

이에 반해 보유연수가 4년이상인 경우에는 네 그룹 사이에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다(<그림III-7>참조).

<그림 III-7> 보유연수 4년 이상 효력상실·해약을 실태(금리확정형)



자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

다. 유·무배당

금리연동형 유배당 연금은 <표III-7>에서 보는 바와 같이 2000년 1월에 가장 높은 효력상실·해약률인 2.9%를 보이고 있으며, 2007년 12월에 가장 낮은 0.3%를 보이고 있다. 또한 금리연동형 유배당 연금은 2005년에 효력상실·해약률이 일시적으로 높아지기도 하였지만 전반적으로는 낮아지는 추세를 보이고 있다.

금리연동형 무배당 연금은 2003년 5월에 2.9%의 가장 높은 효력상실·해약률 보인 반면 2007년 12월에 0.7%의 낮은 효력상실·해약률을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 금리연동형 유배당 연금처럼 금리연동형 무배당 연금도 전반적으로 효력상실·해약률이 낮아지는 트렌드를 보이고 있다. 특히 금리연동형 무배당 연금은 실태조사기간동안 전반적으로 유배당 연금보다 낮은 수준의 효력상실·해약률 실태를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 III-7> 유·무배당별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)

(단위 : %)

구분	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
유배당	2000	2.9	2.3	2.3	2.2	2.0	1.8	1.8	1.8	1.5	1.7	1.5	1.8	2.0
	2001	1.5	1.6	1.9	1.3	1.5	1.7	1.7	1.5	1.6	1.6	1.6	1.3	1.6
	2002	0.7	0.8	0.8	0.7	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.8	0.7	0.8	0.8
	2003	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.9	0.8	0.8	0.7	0.7	0.8
	2004	0.9	1.0	1.0	1.0	0.9	0.7	0.8	0.8	0.6	0.7	0.6	0.8	0.8
	2005	1.1	1.4	1.4	1.4	1.2	1.1	1.2	1.1	1.0	1.1	1.0	1.0	1.2
	2006	1.0	1.2	1.2	1.0	1.1	0.9	0.9	1.1	0.8	0.8	0.7	0.6	0.9
	2007	0.5	0.8	1.0	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.5	0.7	0.6	0.3	0.6
무배당	2000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	2001	-	-	0.9	0.2	0.7	0.8	0.6	1.2	0.7	0.8	0.7	0.9	0.8
	2002	0.6	0.6	0.9	0.8	1.4	1.5	1.9	2.5	2.3	1.6	0.9	2.0	1.4
	2003	1.9	2.2	2.4	2.5	2.9	2.2	2.2	1.9	1.6	1.5	1.4	1.4	2.0
	2004	1.4	1.5	1.4	1.4	1.5	1.5	1.3	1.4	1.3	1.7	1.5	1.8	1.5
	2005	2.1	1.8	1.9	1.9	1.9	1.8	1.9	1.8	1.9	1.9	1.8	2.0	1.9
	2006	2.0	1.6	1.7	1.4	1.4	1.5	1.4	1.4	1.3	1.2	1.1	1.1	1.4
	2007	1.0	1.0	1.0	0.9	1.0	1.1	1.3	1.2	1.3	1.5	1.3	0.7	1.1

자료 : 보험개발원 기초통계데이터에 의거 작성

금리확정형 유배당 보장성보험의 경우는 <표 III-8>처럼 2000년에는 평균 효력상실·해약률이 1.6%이었으나 2007년에는 0.2%수준으로 대폭적으로 낮아진 것으로 나타났다. 특히 금리확정형 유배당 보장성보험의 경우 2000년 1월에 1.8%의 효력상실·해약률을 보이다가 2007년에는 0.2~0.3%의 매우 낮은 효력상실·해약률 추이를 보이고 있다.

이에 반해 금리확정형 무배당보험의 경우, 2000년에는 금리확정형 유배당보험의 효력상실·해약률보다 다소 낮은 0.9%의 평균 효력상실·해약률을 보이고 있지만 2007년에는 금리확정형 유배당보험의 효력상실·해약률보다 다소 높은 것으로 확인되었다. 특징적인 것은 2005년이후부터 금리확정형 유배

당보험보다 금리확정형 무배당의 효력상실·해약률이 더 낮은 수준인 것으로 나타났다는 점이다.

<표 III-8> 유·무배당별 효력상실·해약률 실태(금리확정형)

(단위 : %)

구분	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균	
유배당	2000	1.8	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7	1.4	1.4	1.3	1.4	1.7	1.7	1.6	
	2001	0.7	0.8	0.9	0.8	0.9	1.1	1.3	1.0	0.8	0.8	0.7	0.7	0.9	
	2002	0.2	0.2	0.3	0.3	0.4	0.7	0.9	0.9	0.9	0.8	0.6	0.7	0.6	
	2003	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6	0.7	
	2004	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	0.6	0.7	0.6	
	2005	1.0	1.0	1.2	0.8	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.6	0.7	0.8
	2006	0.7	0.6	0.7	0.6	0.7	0.7	0.6	0.7	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	
	2007	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3	
무배당	2000	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.9	
	2001	0.7	0.7	0.8	0.7	0.5	1.0	1.0	0.9	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	
	2002	0.5	0.4	0.5	0.4	0.6	0.7	0.9	1.0	1.0	0.8	0.5	0.8	0.7	
	2003	0.9	0.9	0.9	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	0.8	0.8	0.8	0.9	
	2004	0.8	0.8	0.8	0.8	0.9	0.8	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	
	2005	1.0	0.9	1.1	0.8	0.7	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6	0.6	0.8	
	2006	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	
	2007	0.4	0.4	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.2	0.4

자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

라. 성별

금리연동형 연금의 경우, 남자의 효력상실·해약률은 2000년에 평균 1.9%를 보이고 있는 반면, 여자의 효력상실·해약률은 2000년에 평균 2.0%를 보여 여자의 효력상실·해약률이 남자의 효력상실·해약률보다 약간 높게 나타나고 있다. 특히 남자의 최고 효력상실·해약률은 2000년 1월에 2.7%인데 반해 여자의 최고 효력상실·해약률은 2000년 1월에 3.0%인 것으로 나타나 2000년만을 기준으로 볼 때 전반적으로 여자의 효력상실·해약률이 남자의 효력상실·해약률보다 상대적으로 높게 나타나고 있다. 이러한 현상은 2000년

부터 2007년까지의 실태조사기간 동안에도 거의 유사하게 나타나고 있다 (<표Ⅲ-9>참조).

<표 Ⅲ-9> 성별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)

(단위 : %)

구분	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
남자	2000	2.7	2.3	2.2	2.3	1.9	1.7	1.8	1.8	1.4	1.6	1.3	1.6	1.9
	2001	1.4	1.4	1.8	1.3	1.4	1.5	1.5	1.3	1.2	1.2	1.3	0.9	1.4
	2002	0.7	0.7	0.7	0.7	1.0	1.1	1.2	1.3	1.2	0.9	0.7	1.1	0.9
	2003	1.0	1.1	1.2	1.3	1.2	1.1	1.1	1.0	0.9	1.0	0.8	0.9	1.1
	2004	0.9	0.9	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.9	0.8	0.9	0.8	1.1	0.9
	2005	1.5	1.3	1.5	1.4	1.3	1.2	1.4	1.4	1.2	1.3	1.2	1.2	1.3
	2006	1.2	1.0	1.2	1.0	1.1	1.1	1.1	1.2	0.9	0.9	0.8	0.7	1.0
	2007	0.6	0.6	0.8	0.7	0.7	0.7	0.9	0.8	0.8	0.9	0.9	0.4	0.7
여자	2000	3.0	2.3	2.4	2.1	2.0	2.0	1.9	1.7	1.7	1.8	1.7	1.9	2.0
	2001	1.7	1.7	1.9	1.3	1.5	1.8	1.7	1.7	1.7	1.8	1.5	1.4	1.6
	2002	0.7	0.8	0.9	0.8	1.1	1.3	1.5	1.8	1.7	1.3	0.9	1.4	1.2
	2003	1.5	1.7	1.8	1.8	2.1	1.6	1.6	1.5	1.3	1.2	1.2	1.1	1.5
	2004	1.3	1.4	1.4	1.3	1.2	1.1	1.0	1.1	0.9	1.3	1.1	1.3	1.2
	2005	1.5	1.8	1.7	1.8	1.6	1.5	1.5	1.4	1.4	1.4	1.4	1.5	1.5
	2006	1.5	1.7	1.6	1.3	1.3	1.1	1.1	1.2	1.0	1.1	1.0	0.9	1.2
	2007	0.8	1.1	1.2	0.9	0.8	0.9	1.1	1.0	1.1	1.2	1.0	0.6	1.0

자료 : 보험개발원 기초통계자료에 의거 작성

또한 성별의 구분 없이 실태조사 기간동안 효력상실·해약률 수준이 지속적으로 낮아지고 있는 추이를 보이고 있다. 남자보다 여자의 효력상실·해약률이 높게 나타난 원인으로는 소득수준의 차이와 가계의 주소득원인 남성 계약자에 대한 보험수요가 더 크기 때문이라 할 수 있다. 또한 여성 계약자가 가계생활의 세부적인 지출을 담당하는 가계가 많아 경제적인 여건이 악화되는 경우 보험계약에 대하여 쉽게 해약하려는 경향이 있는 것으로 볼 수 있다.

이외에도 2003년부터 치명적 질병보험, 암보험 등 새로운 보장성 상품 개발이 활발히 이루어지고 이에 따른 영향이 상대적으로 보험료가 비싼 연금을 해약하고 보장성보험으로 전환하려는 경향이 여자가 남자보다 높았기 때문인 것으로 판단된다.

다음으로 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약률을 보는 경우, <표Ⅲ-10>에서 보는 바와 같이 남자의 경우 최고 효력상실·해약률은 1.5%(2000.1월)이고, 최저 효력상실·해약률은 0.3%(2007.12월)인 것으로 나타난 반면, 여자의 경우 최고 효력상실·해약률은 1.3%(2000.1월)이고, 최저 효력상실·해약률은 0.2%(2007.12월)인 것으로 나타나고 있다. 또한 남자와 여자는 큰 차이 없이 실태조사기간 동안 효력상실·해약률 수준이 지속적으로 낮아지는 패턴을 나타내고 있다. 이는 성별의 구분 없이 인구구조 변화, 삶의 방식 변화 등에 의한 보장성보험에 대한 니즈가 동일하게 영향을 미친 결과라고 할 수 있다. 즉 인구구조의 노령화는 의료서비스 수요 증가로 이어지고 생활수준의 향상은 삶의 질 추구로 의료서비스에 대한 니즈가 높아져 공적의료보험을 보완하는 민영건강보험에 수요 증가로 이어진 결과라 할 수 있다. 예를 들어 감기와 같이 경미한 질병에 대한 의료비용은 상당부분 공적의료보험으로 보장이 되지만, 암과 같이 치명적인 질병에 대해서는 극히 제한적인 급여만 제공하고 있어 민영보험으로 이를 보완하고자 했기 때문이다.

<표 III-10> 성별 효력상실·해약률 실태(금리확정형)

(단위 : %)

구분	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
남자	2000	1.5	1.3	1.4	1.2	1.2	1.2	1.0	0.9	0.8	0.9	0.9	0.9	1.1
	2001	0.7	0.7	0.8	0.7	0.6	1.0	1.0	0.9	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
	2002	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.7	0.9	0.9	1.0	0.8	0.6	0.8	0.7
	2003	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.8	0.7	0.8	0.9
	2004	0.7	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.8	0.7
	2005	1.0	0.9	1.1	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8	0.7	0.7	0.6	0.6	0.8
	2006	0.7	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
	2007	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.3
여자	2000	1.3	1.2	1.2	1.1	1.1	1.1	1.0	0.8	0.8	0.8	0.9	0.9	1.0
	2001	0.7	0.7	0.8	0.7	0.6	1.0	1.0	0.9	0.7	0.7	0.8	0.7	0.8
	2002	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.7	0.9	1.0	1.0	0.8	0.5	0.8	0.7
	2003	0.8	0.9	0.9	0.9	1.0	1.0	1.0	0.9	0.9	0.8	0.8	0.8	0.9
	2004	0.7	0.8	0.8	0.9	0.9	0.8	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8
	2005	1.0	0.9	1.1	0.8	0.7	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6	0.6	0.8
	2006	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
	2007	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.2

자료 : 보험개발원 기초통계자료에 의거 작성

마. 연령별

금리연동형 연금의 경우, 월 기준에서는 모든 연령대에서 2000년 1월에 가장 높은 효력상실·해약률을, 2007년 12월에 가장 낮은 효력상실·해약률을 나타내고 있다. 또한 연 평균 기준에서는 19세 이하가 2001년에 가장 높은 효력상실·해약률 1.9%를 나타내고 있고, 다른 연령은 2000년에 가장 높은 효력상실·해약률(20-29세: 2.0%, 30-39세: 2.1%, 40-49세: 1.8%, 50-59세: 1.9%, 60세 이상: 3.0%)을 나타내고 있다.

특히 실태조사기간 전체의 평균과 표준편차 기준에서는 19세 이하에서 가장 큰 평균(1.6%)과 표준편차(0.69%)를, 그 다음으로 60세 이상에서 가장 큰

평균(1.5%)과 표준편차(0.83%)를 가지는 것으로 분석되고 있다. 이에 반해 40-49세에서는 가장 작은 평균(1.2%)과 표준편차(0.39%)를 가지는 것으로 나타나고 있다(<표Ⅲ-11> 및 <표Ⅲ-12>참조).

<표 Ⅲ-11> 연령별(29세이하) 효력상실·해약률 실태 (금리연동형)

(단위 : %)

연령	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균	비고 ¹⁾
19세 이하	2000	4.5	2.0	1.5	1.8	1.6	1.5	1.0	1.4	0.9	1.3	1.1	2.0	1.7	전체 평균 : 1.6 표준 편차: 0.69
	2001	1.2	0.9	1.2	0.5	1.2	1.6	1.8	1.7	2.9	3.2	3.3	3.4	1.9	
	2002	1.3	1.5	0.7	1.3	1.2	1.9	1.4	1.3	1.8	0.8	0.9	0.9	1.3	
	2003	1.8	1.9	1.7	2.3	2.5	1.6	1.5	1.3	1.6	1.0	1.3	1.1	1.6	
	2004	1.7	2.0	2.3	3.5	1.7	1.5	1.7	1.5	1.2	1.3	1.1	1.1	1.7	
	2005	0.8	1.5	1.8	2.9	1.7	1.5	1.4	1.4	1.4	1.2	1.2	0.9	1.5	
	2006	1.5	2.0	2.7	2.4	2.1	1.4	1.0	1.5	1.5	1.2	0.7	0.5	1.5	
	2007	0.8	1.9	2.7	1.7	1.2	0.9	1.3	1.3	1.3	1.5	1.3	0.5	1.4	
20-29세	2000	3.3	2.4	2.6	2.6	2.0	1.8	1.8	1.6	1.6	1.5	1.4	1.5	2.0	전체 평균 : 1.3 표준 편차: 0.45
	2001	1.2	1.3	1.6	1.2	1.6	1.5	1.8	1.7	1.3	1.5	1.2	1.0	1.4	
	2002	0.7	0.7	0.8	0.8	1.0	1.0	1.3	1.6	1.6	1.1	0.8	1.3	1.1	
	2003	1.4	1.7	1.5	1.5	1.7	1.4	1.4	1.3	1.0	1.1	0.9	0.8	1.3	
	2004	1.3	1.5	1.4	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	0.9	1.2	0.7	1.0	1.1	
	2005	1.2	1.8	2.0	1.8	1.2	1.1	1.2	1.2	1.1	1.1	1.0	1.1	1.3	
	2006	1.2	1.6	1.6	1.3	1.1	1.3	1.0	1.2	0.9	0.9	0.7	0.7	1.1	
	2007	0.8	1.4	2.0	1.1	0.9	1.0	1.2	1.1	1.0	1.1	1.0	0.4	1.1	

주 : 1) 전체 평균 및 표준편차는 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 월 효력상실·해약률의 평균 및 표준편차임

자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

<표 III-12> 연령별(30세이상) 효력상실·해약률 실태 (금리연동형)

(단위 : %)

연령	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균	비고 ¹⁾
30-39세	2000	2.6	2.4	2.3	2.5	2.0	1.9	2.2	1.8	1.7	1.8	1.6	2.0	2.1	전체 평균 : 1.4 표준 편차: 0.44
	2001	1.4	1.5	2.0	1.4	1.4	1.8	1.8	1.5	1.3	1.5	1.3	1.0	1.5	
	2002	0.6	0.5	0.9	0.8	1.1	1.4	1.5	1.9	1.7	1.3	0.8	1.5	1.2	
	2003	1.3	1.6	1.9	1.7	2.1	1.7	1.7	1.5	1.3	1.3	1.1	1.2	1.5	
	2004	1.1	1.2	1.2	1.1	1.3	1.0	0.9	1.0	1.0	1.1	1.0	1.4	1.1	
	2005	1.7	1.5	1.7	1.7	1.6	1.5	1.6	1.6	1.4	1.6	1.4	1.4	1.6	
	2006	1.5	1.2	1.4	1.2	1.3	1.2	1.2	1.3	1.0	1.1	1.1	0.8	1.2	
	2007	0.7	0.7	0.8	0.7	0.8	0.8	0.9	0.9	0.8	1.1	1.0	0.5	0.8	
40-49세	2000	2.2	2.1	2.2	1.6	1.8	2.0	1.6	1.8	1.3	1.9	1.5	1.6	1.8	전체 평균 : 1.2 표준 편차: 0.39
	2001	1.6	2.0	2.1	1.2	1.7	1.6	1.4	1.6	1.2	1.2	1.3	1.0	1.5	
	2002	0.6	0.7	0.7	0.7	1.0	1.1	1.3	1.3	1.4	1.0	0.8	1.2	1.0	
	2003	1.1	1.1	1.4	1.8	1.6	1.3	1.2	1.2	1.1	1.0	1.1	1.0	1.2	
	2004	1.0	1.0	0.9	1.1	1.1	1.1	1.1	0.9	0.9	1.0	1.0	1.2	1.0	
	2005	1.5	1.5	1.5	1.3	1.5	1.4	1.5	1.2	1.4	1.3	1.3	1.5	1.4	
	2006	1.5	1.2	1.2	0.9	1.1	0.9	0.9	1.1	0.9	0.8	0.8	0.8	1.0	
	2007	0.6	0.7	0.6	0.6	0.7	0.7	1.0	0.8	0.8	1.0	0.9	0.5	0.7	
50-59세	2000	2.7	2.1	2.1	1.9	2.2	1.7	1.7	2.0	1.1	1.7	1.7	2.1	1.9	전체 평균 : 1.3 표준 편차: 0.77
	2001	3.0	2.3	2.4	2.0	1.2	1.7	1.0	0.7	1.5	1.0	1.2	1.3	1.6	
	2002	0.7	0.7	0.8	0.7	0.8	0.9	1.0	1.2	0.9	1.2	0.7	1.0	0.9	
	2003	1.0	1.1	0.9	1.1	1.0	1.0	0.9	1.1	0.8	1.0	0.7	0.8	1.0	
	2004	0.9	0.8	0.8	0.8	0.7	0.9	0.8	0.9	0.7	1.0	0.9	1.2	0.9	
	2005	1.7	1.4	1.2	1.3	1.2	1.2	1.6	1.4	1.3	1.3	1.3	1.4	1.4	
	2006	1.1	1.1	1.1	1.0	1.0	1.0	1.3	1.2	0.7	1.0	0.8	0.9	1.0	
	2007	0.7	0.6	0.7	0.7	0.6	0.8	0.9	0.9	0.9	1.0	0.9	0.6	0.8	
60세 이상	2000	3.9	3.1	3.4	2.2	1.9	2.9	3.1	2.3	3.9	2.2	3.5	3.2	3.0	전체 평균 : 1.5 표준편 차: 0.83
	2001	3.8	3.7	0.9	3.4	1.8	1.9	1.2	0.7	2.9	1.2	2.3	1.1	2.1	
	2002	0.6	0.7	1.4	0.6	1.0	1.0	1.6	1.1	1.0	1.2	1.0	0.9	1.0	
	2003	1.2	1.3	1.1	1.0	1.1	1.0	1.1	1.1	0.7	1.3	1.1	1.4	1.1	
	2004	0.7	0.8	0.8	1.0	0.9	1.1	0.6	0.8	0.8	1.0	1.0	1.4	0.9	
	2005	1.5	1.2	1.5	1.6	1.5	1.5	1.6	1.3	1.4	1.8	1.6	1.6	1.5	
	2006	1.4	1.4	1.1	1.0	1.2	1.3	1.0	1.2	1.5	1.2	1.1	1.1	1.2	
	2007	0.8	0.8	0.9	0.8	0.9	1.1	1.1	0.8	1.1	1.4	1.2	0.6	1.0	

주 : 1) 전체 평균 및 표준편차는 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 월 효력상실·해약률의 평균 및 표준편차임.

자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

또한 금리확정형 보장성보험(<표Ⅲ-13> 및 <표Ⅲ-14>참조)의 경우, 월 효력상실·해약률 기준으로 할 때 10~19세는 2005년 3월에 최고 수준의 월 효력상실·해약률(1.6%)을 나타내고 있으며 다른 연령은 2000년 1월에 최고 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 모든 연령은 2007년 12월에 가장 낮은 수준의 효력상실·해약률을 보이고 있다.

<표 Ⅲ-13> 연령별(29세이하) 효력상실·해약률 실태 (금리확정형)

(단위 : %)

연령	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균	비고 ¹⁾
10-19세	2000	1.3	1.0	1.2	1.2	1.0	1.0	0.9	0.9	0.7	0.7	0.7	1.0	1.0	전체 평균 : 0.9 표준 편차: 0.22
	2001	0.9	0.8	1.0	0.7	0.7	1.3	1.3	1.0	1.0	0.9	0.9	1.0	1.0	
	2002	0.5	0.5	0.5	0.5	0.7	0.8	1.3	1.1	1.2	1.0	0.7	0.9	0.8	
	2003	1.1	1.1	1.1	1.1	1.0	1.2	1.0	1.0	1.0	0.9	1.0	1.1	1.1	
	2004	0.9	1.0	0.9	0.9	1.1	1.1	1.1	1.0	1.1	1.1	1.1	1.2	1.0	
	2005	1.3	1.3	1.6	1.1	1.1	1.0	1.2	1.0	1.1	1.1	0.8	0.9	1.1	
	2006	0.9	0.8	1.0	0.7	1.0	0.9	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.0	0.9	
	2007	0.6	0.7	0.6	0.7	0.6	0.6	0.7	0.6	0.6	0.9	0.7	0.4	0.6	
20-29세	2000	1.7	1.5	1.6	1.4	1.3	1.4	1.1	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	1.2	전체 평균 : 0.9 표준 편차: 0.27
	2001	0.8	0.8	1.0	0.8	0.6	1.2	1.3	1.1	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	
	2002	0.6	0.6	0.6	0.6	0.8	0.9	1.3	1.3	1.4	1.1	0.7	1.0	0.9	
	2003	1.1	1.2	1.2	1.2	1.3	1.3	1.4	1.2	1.2	1.1	1.0	1.0	1.2	
	2004	0.9	1.0	1.0	1.1	1.1	1.0	1.0	1.0	0.9	0.9	1.0	0.9	1.0	
	2005	1.2	1.1	1.6	0.9	0.9	0.7	0.9	0.9	0.9	0.8	0.7	0.7	0.9	
	2006	0.8	0.7	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	
	2007	0.7	0.5	0.6	0.6	0.5	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.7	0.6	0.3	

주 : 1) 전체 평균 및 표준편차는 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 월 효력상실·해약률의 평균 및 표준편차임.

자료 : 보험개발원 기초통계데이터에 의거 작성

<표 III-14> 연령별(30세이상) 효력상실·해약률 실태 (금리확정형)

(단위 : %)

연령	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균	비고 ¹⁾
30-39세	2000	1.5	1.4	1.4	1.2	1.2	1.2	1.0	0.9	0.8	0.9	0.9	0.9	1.1	전체 평균 : 0.8 표준 편차: 0.25
	2001	0.7	0.8	0.9	0.8	0.6	1.1	1.1	1.0	0.8	0.8	0.9	0.8	0.9	
	2002	0.5	0.4	0.5	0.5	0.6	0.7	1.0	1.1	1.2	0.9	0.6	0.9	0.7	
	2003	1.0	1.0	1.1	1.1	1.1	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	1.0	
	2004	0.8	1.0	0.9	1.0	1.0	0.9	0.8	0.9	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9	
	2005	1.0	0.9	1.2	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.7	0.8	0.7	0.6	0.8	
	2006	0.6	0.6	0.7	0.6	0.7	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.6	
40-49세	2000	1.4	1.2	1.2	1.1	1.2	1.0	0.9	0.9	0.8	0.8	0.9	0.9	1.0	전체 평균 : 0.7 표준 편차: 0.22
	2001	0.7	0.6	0.7	0.6	0.6	0.9	0.9	0.8	0.6	0.7	0.7	0.6	0.7	
	2002	0.4	0.3	0.3	0.4	0.4	0.6	0.8	0.9	0.9	0.8	0.5	0.7	0.6	
	2003	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8	
	2004	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7	0.6	0.7	0.7	0.8	0.7	
	2005	1.0	1.0	1.2	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8	0.7	0.7	0.6	0.6	0.8	
	2006	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5	0.6	
50-59세	2000	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	0.8	0.9	0.7	0.7	0.7	0.8	0.9	0.9	전체 평균 : 0.5 표준 편차: 0.21
	2001	0.5	0.5	0.6	0.4	0.4	0.6	0.6	0.5	0.4	0.5	0.4	0.5	0.5	
	2002	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.4	0.4	0.5	0.5	0.4	0.3	0.4	0.3	
	2003	0.5	0.5	0.5	0.6	0.5	0.5	0.6	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	
	2004	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.4	0.5	0.5	0.5	0.5	
	2005	0.8	0.7	0.8	0.5	0.6	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.5	0.5	0.6	
	2006	0.5	0.5	0.5	0.4	0.5	0.5	0.5	0.4	0.5	0.5	0.5	0.4	0.5	
60세 이상	2000	1.0	1.1	1.0	1.1	1.0	0.9	1.1	0.8	0.9	0.8	0.9	0.9	1.0	전체 평균 : 0.5 표준 편차: 0.22
	2001	0.5	0.5	0.6	0.4	0.5	0.5	0.6	0.6	0.4	0.5	0.6	0.4	0.5	
	2002	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2	0.4	0.3	0.4	0.4	0.3	0.3	0.4	0.3	
	2003	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.4	
	2004	0.4	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4	0.3	0.4	0.3	0.4	0.4	0.5	0.4	
	2005	0.6	0.5	0.6	0.5	0.5	0.4	0.5	0.5	0.6	0.5	0.4	0.5	0.5	
	2006	0.5	0.5	0.5	0.4	0.5	0.4	0.5	0.4	0.5	0.5	0.4	0.4	0.5	
2007	0.3	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3	

주 : 1) 전체 평균 및 표준편차는 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 월 효력상실·해약률의 평균 및 표준편차임.

자료 : 보험개발원 기초통계데이터에 의거 작성

특히 금리확정형 보장성보험은 금리연동형 연금과 달리 지속적으로 효력상실·해약률이 낮아지는 추세를 분명하게 보이지 않고 있다는 점이 특징적이다. 분석대상기간 전체의 평균에 있어서, 10~19세와 20~29세에서 가장 큰 평균(0.9%)을 나타내고 있는 반면, 실태조사기간 전체의 평균에 있어서는 20~29세에서 가장 큰 평균(0.27%)을 보이고 있다.

바. 납입방법

금리연동형 연금의 경우, <표Ⅲ-15>에서 보는 바와 같이 2000~2004년 기간에는 분할납의 효력상실·해약률이 일시납보다 명확히 높은 수준을 나타내고 있으나, 2005~2007년 기간에는 분할납과 일시납의 효력상실·해약률은 유사한 변화패턴을 나타나고 있다.

<표 Ⅲ-15> 납입방법별 효력상실·해약률 실태(금리연동형)

(단위 : %)

구분	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
분할납	2000	3.2	2.6	2.7	2.5	2.2	2.1	2.1	1.9	1.7	1.9	1.7	2.0	2.2
	2001	1.7	1.7	2.0	1.4	1.5	1.8	1.7	1.6	1.6	1.7	1.5	1.3	1.6
	2002	0.7	0.7	0.8	0.8	1.1	1.2	1.4	1.7	1.6	1.2	0.8	1.4	1.1
	2003	1.3	1.5	1.6	1.7	1.8	1.5	1.5	1.4	1.2	1.1	1.1	1.0	1.4
	2004	1.2	1.3	1.2	1.2	1.2	1.1	1.1	1.1	0.9	1.1	1.0	1.3	1.1
	2005	1.5	1.6	1.6	1.6	1.5	1.3	1.4	1.4	1.3	1.3	1.2	1.2	1.4
	2006	1.3	1.4	1.4	1.2	1.2	1.1	1.1	1.2	1.0	1.0	0.9	0.8	1.1
	2007	0.7	0.9	1.1	0.8	0.8	0.8	1.0	0.9	0.9	1.1	1.0	0.5	0.9
일시납	2000	1.3	1.2	1.0	1.1	1.2	1.0	0.9	1.0	0.9	1.2	1.0	1.2	1.1
	2001	1.1	1.1	1.3	1.1	1.3	1.1	1.1	1.0	1.0	0.7	0.9	0.8	1.0
	2002	0.7	0.7	0.9	0.7	0.8	0.7	0.7	0.8	0.7	0.9	0.7	0.7	0.8
	2003	0.8	0.8	0.9	0.8	0.8	0.7	0.7	0.7	0.6	1.0	0.7	0.9	0.8
	2004	0.8	0.6	0.8	0.8	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.9	0.8	1.0	0.8
	2005	1.5	1.4	1.5	1.4	1.2	1.4	1.4	1.3	1.5	1.7	2.0	2.1	1.5
	2006	1.5	1.1	1.2	1.0	1.0	1.1	0.9	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	1.1
	2007	0.7	0.7	0.7	0.7	0.7	0.9	1.0	0.7	1.0	1.2	1.0	0.5	0.8

자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

이러한 2000~2004년 기간의 일시납 보험계약자와 분할납 계약자의 효력상실·해약률 차이는 일시납 보험계약자는 실업, 금리 등의 변화에 덜 민감하게 반응하지만 반면에 분할납 보험계약자는 실업, 금리변동 등에 상대적으로 민감하게 반응하고 있다는 것을 보여준다. 그리고 2005~2007년 기간에는 노령화에 따라 연금의 필요성이 높아짐에 따라 분할납 보험계약자의 연금 보장ニーズ가 높아져서, 일시납 보험계약자와 유사한 변화패턴을 보여주고 있다고 할 수 있다.

금리확정형 보장성보험의 경우(<표Ⅲ-16>참조), 분할납 보험계약자가 일시납 보험계약자보다 높은 수준의 효력상실·해약률을 유지하고 있으나, 시간경과에 따른 변화 패턴은 유사하게 나타나고 있다.

<표 Ⅲ-16> 납입방법별 효력상실·해약률실태(금리확정형)

(단위 : %)

구분	연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	평균
분할납	2000	1.5	1.3	1.4	1.2	1.2	1.2	1.0	0.9	0.8	0.9	0.9	1.0	1.1
	2001	0.8	0.8	0.9	0.7	0.6	1.0	1.1	1.0	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
	2002	0.5	0.4	0.5	0.4	0.6	0.7	1.0	1.0	1.1	0.9	0.6	0.8	0.7
	2003	0.9	1.0	1.0	1.0	1.1	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	0.8	0.9	1.0
	2004	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8
	2005	1.0	1.0	1.2	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7	0.8
	2006	0.7	0.6	0.7	0.6	0.7	0.7	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6	0.7
	2007	0.5	0.4	0.5	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.5	0.3
일시납	2000	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2
	2001	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.2	0.1	0.2	0.2	0.1	0.2
	2002	0.1	0.1	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
	2003	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
	2004	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2
	2005	0.3	0.3	0.4	0.2	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3
	2006	0.3	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.4	0.2	0.2
	2007	0.1	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1

자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

IV. 효력상실 · 해약 실증분석

1. 분석대상 데이터 및 제 가정

가. 분석대상 데이터

생명보험사의 효력상실·해약에 관한 분석은 경영효율성 평가목적, 리스크관리 목적 등으로 실시되고 있다. 먼저 경영효율성 평가목적의 효력상실·해약 분석은 일반적으로 생명보험사가 공시한 연간 및 분기별 보험가입금액 기준의 효력상실·해약관련 자료를 이용하여 경영효율성을 평가하게 된다. 그리고 리스크관리 목적의 효력상실·해약 분석은 보험계약자 및 보험계약 관련요소 등을 활용하여 효력상실·해약에 미치는 영향을 분석하게 되는데, 현재 공시된 자료로는 이를 분석하기에 어렵다는 점을 감안하여 본 연구에서는 보험계약자 관련요소 및 보험모집관련 등에 관한 정보가 집적되어 있는 보험개발원의 생명보험 기초통계를 활용하고자 하였다. 현재 보험개발원에서는 분석대상 생명보험사의 기초통계데이터인 보유계약 및 변동계약 실적을 2000년부터 집적하고 있어 CY2000~CY2007을 분석대상 기간으로 설정하였다. 분석대상기간 동안 보유계약건수, 해약건수, 효력상실·해약을 관련 기초데이터는 <표 IV-1>, <표IV-2>, <표IV-3>과 같이 요약·정리할 수 있다.

첫째, 분석대상 생명보험사의 보유계약건수 데이터는 매년 증가하는 패턴을 보이고 있으며(<표IV-1>참조), 보험종목별로는 보장성보험의 보유계약건수와 연금의 보유계약건수가 지속적으로 증가하는 추이를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 2007년 연금의 보유계약건수는 20만 894건으로 전체보유계약건수의 67.6%를 차지하고 있으며, 보장성보험의 보유계약건수는 70만 628건으로 전체보유계약건수의 19.2%를 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 IV-1> 분석대상 연도별 보험종목별 보유계약건수¹⁾

(단위 : 건)

연 도	종신	보장성 ²⁾	연금	합계
2000	17,416	562,385	159,680	739,481
2001	41,831	689,138	161,813	892,781
2002	77,798	674,745	168,316	920,858
2003	106,177	658,764	167,823	932,764
2004	144,929	646,961	171,925	963,814
2005	135,938	612,821	168,338	917,096
2006	127,725	639,778	167,760	935,263
2007	137,661	707,628	200,894	1,046,183

주 : 1) 보유계약건수는 금리연동형과 금리확정형을 구분하지 않으며, 아래의 식에 의하여 산출된 값을 의미

$$j\text{년 보유계약건수} = \sum_{i=1}^{12} j\text{년 } i\text{월보유계약건수}/12$$

(j년 i월보유계약건수는 j년 i월초 보유계약건수에 j년 i월 신계약건수를 합산한 값)

2) 보장성은 어린이보험을 포함하여 정기보험, 상해보험, 건강보험, 중대질병보험 등을 담보하는 보험을 의미

자료 : 보험개발원 기초통계데이터에 의거 작성

둘째, 분석대상 보험종목별 효력상실·해약 건수 데이터(<표IV-2>)를 볼 때, 효력상실·해약건수는 일정한 패턴 없이 증가 및 감소를 반복하고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 2007년 보장성보험의 효력상실·해약건수는 3만 9,161건으로 전체 효력상실·해약건수의 64.8%를 차지하는 반면, 연금의 효력상실·해약건수는 1만 3,639건으로 전체 효력상실·해약건수의 22.6%를 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 종신보험의 해약건수는 7,671건으로 전체 효력상실·해약건수의 12.7%를 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다 (<표IV-2>참조).

<표 IV-2> 분석대상 보험종목별 효력상실·해약 건수¹⁾ 데이터

연 도	종신	보장성 ²⁾	연금	합계
2000	299	5,796	2,214	8,309
2001	394	5,431	1,686	7,511
2002	809	4,426	1,263	6,497
2003	1,153	5,860	1,612	8,625
2004	1,423	5,017	1,456	7,896
2005	1,413	4,771	2,184	8,367
2006	1,120	4,179	1,765	7,064
2007	1,060	3,681	1,459	6,199
합계	7,671	39,161	13,639	60,468

주 : 1) 효력상실·해약건수는 금리연동형과 금리확정형을 구분하지 않으며, 아래의 식에 의하여 산출된 값을 의미

$$j\text{년 해약건수} = \sum_{i=1}^{12} (j\text{년 } i\text{월 해약건수}) / 12$$

상기 식에서 j 년 i 월 해약건수는 j 년 i 월 중에 해약된 계약건수이다.

2) 보장성은 어린이보험을 포함하여 정기보험, 상해보험, 건강보험, 중대질병보험 등을 담보하는 보험을 의미

자료 : 보험개발원 기초 통계데이터에 의거 작성

셋째, 분석대상 보험종목별 효력상실·해약률 데이터를(<표IV-3>)에서 보는 바와 같이, 효력상실·해약건수는 일정한 변화패턴 없이 증가와 감소를 반복한 반면에 보유계약건수는 매년 지속적으로 증가되고 있어 분석대상기간 동안 효력상실·해약률은 지속적으로 낮아지고 있는 것으로 나타나고 있다.

그리고 연금의 경우 2005년 효력상실·해약률이 일시적으로 전년도 보다 높은 수준인 1.3%를 시현하고 있지만 연금의 효력상실·해약률은 전반적으로 분석대상기간 동안에는 지속적으로 낮아지는 패턴을 보이고 있다. 또한 보장성보험의 경우, 2003년에는 일시적으로 0.89%까지 높아진 효력상실·해약률을 시현하였으나, 전반적으로는 연금과 같이 지속적으로 수준이 낮아지는 추세를 나타내고 있다. 또한 종신보험의 효력상실·해약률은 2000년에 가장 높은 효력상실·해약률 1.71%를 보이며 증가와 감소를 반복하는 패턴을 나타내고 있다.

<표 IV-3> 분석대상 보험종목별 효력상실·해약률 데이터

(단위 : %)

연 도	중신보험	보장성	연금	합계
2000	1.71	1.03	1.39	1.12
2001	0.94	0.79	1.04	0.84
2002	1.04	0.66	0.75	0.71
2003	1.09	0.89	0.96	0.92
2004	0.98	0.78	0.85	0.82
2005	1.04	0.78	1.30	0.91
2006	0.88	0.65	1.05	0.76
2007	0.77	0.52	0.73	0.59

주 : 효력상실·해약률 = 해약건수 / 보유계약건수 × 100
 자료 : 보험개발원 기초 통계데이터에 의거 작성

이상과 같은 특성을 보이고 있는 분석대상 데이터를 기초하여 본 연구는 효력상실·해약률 분석을 일반계정의 금리확정형 보장성보험 및 일반계정의 금리연동형 연금중심으로 시도하고자 하였다. 이 경우 일반계정 금리연동형 연금과 일반계정 금리확정형 보장성보험에 대한 성별, 연령별, 보유연수별, 배당유무별, 납입방법별 효력상실·해약 건수 분포를 요약·정리하면 <표IV-4>와 <표IV-5>와 같다. 먼저 일반계정 금리연동형 연금의 경우 ① 여성이 남성보다 평균적으로 약 12%p 정도 더 해약률이 높은 것으로 나타나고 있으며 ② 30대, 20대, 40대 등의 순으로 효력상실·해약이 많이 이루어지고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 ③ 보유연수가 1년이상 2년미만인 경우에서 효력상실·해약률이 가장 높고 그 다음으로 1년미만인 경우와 2년이상 3년미만인 경우에서 효력상실·해약이 많이 이루어지고 있는 것으로 나타나고 있으며, ④ 분할납 계약이 일시납 계약보다 약 76%p 정도 더 해약률이 높은 반면, 무배당 계약은 유배당 계약보다 약 8%p 더 많이 해약이 이루어진 것으로 나타나고 있다.

<표 IV-4> 금리연동형 연금의 효력상실·해약 분포

(단위 : %)

구 분		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	전체
성별	남자	47	44	41	39	43	47	47	44	44
	여자	53	56	59	61	57	53	53	57	56
연령	20대미만	5	10	5	6	8	5	6	4	6
	20대	31	30	26	24	24	21	22	23	24
	30대	28	27	32	32	26	27	26	24	27
	40대	20	20	22	23	23	24	23	24	23
	50대	14	10	12	11	13	16	16	17	14
	60세이상	4	2	3	4	5	7	8	7	6
보유 기간	1년미만	7	19	50	18	23	8	11	24	18
	1년이상 2년미만	29	17	17	52	26	22	15	28	26
	2년이상 3년미만	16	22	5	9	27	16	15	10	15
	3년이상 4년미만	8	13	8	4	7	19	14	12	11
	4년이상 5년미만	4	3	5	8	3	7	16	8	7
	5년이상 6년미만	24	19	10	6	8	7	8	10	10
	6년이상 7년미만	5	2	1	1	3	7	4	3	4
	7년이상	6	6	4	4	4	14	17	6	8
납입 방법	분할납	89	86	89	91	89	85	87	88	88
	일시납	11	14	11	9	11	15	13	12	12
배당	유배당	100	94	46	38	44	52	52	39	54
	무배당	0	6	54	62	56	48	48	62	46

주 : 효력상실·해약 건수 분포는 일반계정 금리연동형 연금의 연도별 월평균 해약건수를 이용하여 산출한 값임.
 자료 : 보험개발원 기초 통계데이터에 의거 작성

<표 IV-5> 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약 분포

(단위 : %)

구분		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	전체
성별	남자	46	45	43	42	41	43	44	42	43
	여자	55	55	57	58	59	57	56	58	57
연령	10-19세	5	5	5	5	6	6	7	8	5
	20-29세	24	25	25	21	17	14	12	12	20
	30-39세	32	34	37	37	35	31	29	29	33
	40-49세	22	22	23	24	26	28	28	27	24
	50-59세	10	7	6	8	9	12	13	12	9
	60세이상	5	3	2	3	4	6	7	6	4
보유 기간	1년미만	19	19	8	8	10	1	4	12	11
	1년이상 2년미만	28	30	23	10	12	9	2	11	17
	2년이상 3년미만	20	18	24	22	7	9	8	2	15
	3년이상 4년미만	10	13	17	22	18	7	8	9	14
	4년이상 5년미만	9	6	13	16	19	18	7	7	12
	5년이상 6년미만	7	5	5	10	14	18	17	5	10
	6년이상 7년미만	3	3	3	4	9	13	17	13	7
	7년이상	6	6	6	8	12	26	37	41	15
납입 방법	분할납	98	98	98	98	97	97	96	97	97
	일시납	2	2	2	2	3	3	4	4	3
배당	유배당	34	18	13	12	11	14	13	8	16
	무배당	66	82	87	88	89	86	87	92	84

주 : 효력상실·해약 분포는 일반계정 금리확정형 보장성보험의 연도별 월평균
해약건수를 이용하여 산출한 값임.

자료 : 보험개발원 기초통계 데이터에 의거 작성

또한 일반계정 금리확정형 보장성보험은 ① 여성이 남성보다 평균적으로 약 14%p 정도 해약률이 높은 것으로 나타났으며 ② 30-39세, 40-49세, 20-29세 순으로 효력상실·해약이 많이 이루어지고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 ③ 보유연수가 1년이상 2년미만인 경우에서 효력상실·해약이 가장 많이 이루어진 것으로 나타나고 있고, ④ 분할납 계약이 상대적으로 일시납 계약보다 약 94%p 정도 더 많은 것으로 나타나고 있으며, 무배당 계약은 유배당 계약보다 약 8%p 더 많이 해약된 것으로 나타나고 있다.

나. 분석을 위한 제가정

일반계정 금리확정형 보장성보험과 일반계정 금리연동형 연금에 대한 효력상실·해약률 분석을 위하여 다음과 같은 분석상의 제가정을 설정하고자 하였다(<표IV-6>참조).

첫째, 효력상실·해약률은 계약건수를 기준으로 가정하였다. 보험계약이 주보험과 특약보험으로 이루어져 있으며, 보험료 기준으로 볼 때 주보험보다 특약보험이 비중이 높은 경우도 있다. 또한 주피보험자의 정보는 보험계약의 전체 보험가입금액과 전체 보험료에 관한 일부 정보만을 지니고 있다. 이에 따라 현재 효력상실·해약률 분석에 이용하고자 하는 보험정보 하에서는 보험가입금액 기준보다는 건수기준이 효력상실·해약률 분석에 보다 적합하다고 판단되어 여기에서는 건수기준으로 효력상실·해약률을 분석하고자 하였다.

둘째, 보장성보험은 담보위험을 상해·건강·정기·중대질병으로 나누었으며 연금상품은 담보위험을 연금으로 하고 있는 보험으로 가정하였다. 또한 효력상실·해약률 분석에는 장기간의 분석자료를 필요로 한다는 점과 현재 이용하고자 하는 정보는 담보위험 기준의 정보라는 점 등을 고려하였다. 일반적으로 보험종목은 일반계정과 특별계정으로 구분하고, 일반계정은 사망보험, 생존보험, 생산혼합보험, 단체보험 등으로 분류될 수 있다. 다만 현재 이용 가능한 담보위험에서는 일반계정과 특별계정으로 구분하고, 일반보험은 연금, 종신보험, 교육보험, 보장성보험 등으로 구분할 수 있다. 또한 종신보험, 교육보험 등은 상품이 진화(예: 금리연동형→금리확정형, 일반계정→특별계정)함에

따라 장기간 분석 자료를 제공하지 못할 수 있다는 점을 고려하였다. 이와 같은 자료 특성을 고려하여 연금과 보장성보험으로 분석대상을 한정하여 분석하고자 하였다.

셋째, 보험계약자 관련요소는 남자·여자와 연령으로 한정하고, 남자와 여자, 연령은 주피보험자를 기준으로 하였다. 또한 납입방법, 배당유무, 보유연수 등을 보험계약 및 보험모집관련 요소로 하고, 납입방법은 일시납과 분할납으로, 보유연수 7년미만은 년 단위로 구분(7년이상은 미구분)하는 것으로 가정하였다.

<표 IV-6> 분석을 위한 제가정

구 분		내 용	제가정
계약실적		건수/보험가입금액/보험료	▶ 건수기준
보험계약자 관련요소 ¹⁾	성별	남자/여자	▶ 남자/여자
	연령	19세이하/20-29세/30-39세 /40-49세/50-59세/60세이상	▶ 19세이하/20-29세/30-39세 /40-49세/50-59세/60세이상
보험계약 및 모집 관련요소	모집방법	설계사/대리점/기타	-
	보험종목	연금/보장성/종신	▶ 연금 / 보장성
	배당	유배당/무배당	▶ 유배당/무배당
	금리	확정형/변동형	▶ (보장성보험) 확정형 ▶ (연금)연동형
	계정	일반/특별	▶ 일반
	납입방법	일시납/분할납	▶ 일시납/분할납
	보유연수 ²⁾	1년미만/1-2년/2-3년/2-3년 /3-4년/4-5년/5-6년/6-7년 /7년이상	▶ 1년미만/1-2년/2-3년/2-3년 /3-4년/4-5년/5-6년/6-7년 /7년이상
경제 환경	실업률	실업률	▶ 실업률
	시장 이자율	회사채(3년)	▶ 회사채(3년)

주 : 1) 보험계약자의 관련요소인 성과 연령은 효력상실·해약 시의 주피보험자의 성과 연령임.

2) 보유연수는 계약수수료(신계약비) 부과기간(7년)을 고려함.

효력상실·해약률은 과거의 효력상실·해약률뿐만 아니라 실업률과 시장이자율의 과거 값에 의해서도 영향을 받게 된다. 따라서 실업률은 보험계약자의 보험계약 유지 능력에 관한 변수로, 시장이자율은 보험계약의 가치에 대한 변수라는 점을 고려하여 설정하였다. 실업률 대신에 고용률을, 그리고 시장이자율뿐만 아니라 종합주가지수 등의 다른 거시경제지표도 효력상실·해약 분석에 활용할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 계약유지능력 변화, 계약의 가치 변화 등이 효력상실·해약에 미치는 영향을 살펴보는 것으로 분석목적에 한정하였다. 또한 분석대상인 연금과 보장성보험이 주식과 대체재 관계를 가지고 있다고 단정할 수 없으며, 고용률은 보험계약자의 소득창출능력에 관한 변수로 사용할 수 있으나 비경제적 활동도 감안하고 있어 보험계약자의 소득창출능력 변화를 나타내지 못할 수 있다는 점 등을 고려하였다.

2. 분석모형 설정 및 분석절차

가. 모형설정

생명보험의 해약률을 단위근과 공적분이론을 응용한 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)과 설명변수와 종속변수의 관계를 분석하는 일반선형모형을 분석모형으로 설정하였다.

첫 번째의 분석모형인 벡터오차수정모형은 해약률, 실업률, 시장이자율 등이 비정상적 시계열이고, 이 들 변수간에 공적분 관계가 있다는 가정 하에 해약률, 실업률, 시장이자율 등의 장단기 균형관계를 분석하고자 하는 모형이다.¹³⁾ 보험계약자의 해약행동은 1년이 아니라 몇 개월 전의 환경(예: 실업, 시

13) Wei Kuo 등(2003)은 벡터오차수정모형과 연도별 자료를 이용하여 시장이자율은 해약률과 장기균형관계를 이루고, 실업률은 해약률과 장단기균형관계를 가지고 있다는 결론을 제시하였다. 이때 사용한 벡터오차수정모형은 아래와 같다.

$$\begin{pmatrix} \Delta L_t \\ \Delta I_t \\ \Delta U_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & \delta_1 \\ 0 & 1 & \delta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} \\ I_{t-1} \\ U_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^L \\ \varepsilon_t^I \\ \varepsilon_t^U \end{pmatrix}$$

장이자율 변화)이 영향을 미친다고 볼 수 있다. 월 자료를 사용할 경우 연간 자료를 이용할 때보다 발생할 수 있는 변수간 단기변동이 상쇄되는 단점을 보완할 수 있는 장점이 있으며, 연간 자료를 사용할 경우 표본수가 많지 않아 검증력이 떨어지는 문제도 완화할 수 있다. 이러한 점을 감안하여 여기에서는 월 자료에 의한 벡터오차수정모형을 분석모형으로 설정하였다. 다만 Wei Kuo 등(2003)의 선행연구처럼 해약률, 실업률, 시장이자율을 종속변수로 사용하고자 하였는데, 그 이유는 이들 변수가 보험계약자가 보험계약을 유지할 것인가 아니면 해약할 것인가를 결정할 때 가장 먼저 고려되는 변수이기 때문이다.

특히 실업률은 보험계약자가 보험계약을 계속 유지하는 데 필요한 소득창출능력이라 할 수 있으며, 시장이자율은 현재 유지하고 있는 보험계약이 장래 니즈를 충족시킬 수 있는 충분한 가치를 보유하고 있는 가를 판단하는 기준이 된다. 또한 실업률·시장이자율 외에도 보험계약자가 보험계약유지 또는 해약에 대한 의사결정에 주식시장 등도 포함할 수 있지만 여기서는 Wei Kuo 등(2003)의 선행연구와 동일한 변수를 사용하여 분석하고자 하였다. 이에 따라 본 연구에서는 월 해약률, 월 실업률, 월 시장이자율에 다음과 같은 벡터오차수정모형을 적용하여 해약률, 실업률, 시장이자율 등의 장단기 균형관계를 분석하였다.

< 분석모형 I >

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i^* \Delta y_{t-1} + \delta_0 + \varepsilon_t$$

$$\therefore \Delta y_t = \{\Delta L_{APSE}_t, \Delta UNEMP_t, \Delta CB3YR_t\}'$$

$$\alpha = \{\alpha^{LAPSE}, \alpha^{UNEMP}, \alpha^{CB3YR}\}'$$

$$\delta_0 = \{\delta_0(LAPSE), \delta_0(UNEMP), \delta_0(CB3YR)\}'$$

여기서 L_t 는 해약률 시계열변수를, I_t 는 이자율 시계열변수를, U_t 는 실업률 시계열변수를 말한다. 그리고 ΔL_t , ΔI_t , 및 ΔU_t 는 L_t , I_t 및 U_t 의 1차 차분 변수를 말하며, α_i , γ_{ij} , δ_j 는 계수를, ε_t^L , ε_t^I , ε_t^U 는 백색잡음을 가지는 오차항을 말한다.

$$\beta = \begin{Bmatrix} \beta_{(LAPSE)(LAPSE)} & \beta_{(LAPSE)(UNEMP)} & \beta_{(LAPSE)(CB3YR)} \\ \beta_{(UNEMP)(LAPSE)} & \beta_{(UNEMP)(UNEMP)} & \beta_{(UNEMP)(CB3YR)} \\ \beta_{(CB3YR)(LAPSE)} & \beta_{(CB3YR)(UNEMP)} & \beta_{(CB3YR)(CB3YR)} \end{Bmatrix}$$

$$\Delta y_{t-i} = \{ \Delta LAPSE_{t-i} \quad \Delta UNEMP_{t-i} \quad \Delta CB3YR_{t-i} \}'$$

$$\Phi_i^* = \begin{Bmatrix} \phi_{i(LAPSE)(LAPSE)} & \phi_{i(LAPSE)(UNEMP)} & \phi_{i(LAPSE)(CB3YR)} \\ \phi_{i(UNEMP)(LAPSE)} & \phi_{i(UNEMP)(UNEMP)} & \phi_{i(UNEMP)(CB3YR)} \\ \phi_{i(CB3YR)(LAPSE)} & \phi_{i(CB3YR)(UNEMP)} & \phi_{i(CB3YR)(CB3YR)} \end{Bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \{ \varepsilon_t^L \quad \varepsilon_t^U \quad \varepsilon_t^C \}'$$

두 번째의 분석모형인 일반선형모형을 설정하여 효력상실·해약한 보험계약의 피보험자 특성(남성·여성, 연령), 보험계약의 특성(보유연수, 납입방법, 배당유무) 등이 해약률에 어떻게 영향을 미치고 있는 가를 분석하고자 하였다. 그리고 연도별, 월별 효력상실·해약률의 효과를 제어하기 위하여, 연 더미변수와 월 더미변수를 모형에 반영하고자 하였다. 그러나 현재 피보험자의 특성과 보험계약의 특성 모두를 모형에 반영하기에는 자료의 한계가 존재하기 때문에 연, 월 그리고 피보험자 특성 또는 보험계약 특성 중 하나의 변수만을 이용한 일반선형모형을 적용하고자 하였다. 즉 다음과 같은 일반 선형모형을 설정하여 피보험자의 특성과 보험계약의 특성이 해약률에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

<분석모형 II>14)

일반선형모형 1 : 해약률 = f(년, 월, 성)

일반선형모형 2 : 해약률 = f(년, 월, 연령)

일반선형모형 3 : 해약률 = f(년, 월, 보유연수)

일반선형모형 4 : 해약률 = f(년, 월, 납입방법)

일반선형모형 5 : 해약률 = f(년, 월, 배당유무)

14) 일반선형 모형 1~5에서 월, 성, 연령, 보유연수, 납입방법, 배당유무 등의 설명 변수는 범주형 자료(여기서는 더미변수 사용)이다.

나. 분석절차

효력상실·해약 분석절차는 대략 다음과 같다. 먼저 벡터오차수정모형에 의해 효력상실·해약률, 시장이자율, 실업률 등의 장단기 균형관계를 보기 위해 다음과 같이 시행하였다. ① Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Johansen 검정 등을 이용하여 단위 근과 공적분 관계를 검증하며, ② 시계열자료의 단위근 검증(unit root test) 및 공적분(cointegration) 관계 검증 결과를 검토하고, 공적분이 존재하는 경우 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 계수, 검증 통계량, p값, 추정오차 등을 산출하였다. 또한 ③ 추정오차를 이용하여 자기상관, 정규성, 등분산성을 검증하는 절차를 선택하였다. 이와 더불어 일반선형 모형에서는 피보험자 특성(남성·여성, 연령), 보험계약의 특성(보유연수, 납입방법, 배당유무) 등이 해약률에 미치는 영향을 분석하고자 하였다.

3. 효력상실·해약 분석결과

가. 금리연동형 연금

1) 벡터오차수정모형

금리연동형 연금의 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 등에 대한 기초 통계량을 요약·정리하면 <표IV-7>과 같다. 기간은 2000년 1월부터 2007년 12월까지 총 96개월이며, 이 기간 중 최대 효력상실·해약률은 2.9%, 최저 효력상실·해약률은 0.5%인 것으로 나타나고 있다. 이에 반해 최대 실업률은 5.1%이고, 최저 실업률은 3.0%인 것으로 나타나고 있으며, 이 기간 중 최고 시장이자율은 9.3%, 최저 시장이자율은 3.3%인 것으로 나타나고 있다.

<표 IV-7> 금리연동형 연금의 기초통계량

(단위 : %)

변 수	자료수	평균	표준편차	최저	최대
효력상실·해약률	96	1.3	0.39	0.5	2.9
실업률	96	3.7	0.57	2.7	5.7
시장이자율	96	5.3	1.35	3.3	9.3

자료 : 보험개발원 기초 통계데이터에 의거 작성

이와 같은 기초통계량을 나타내고 있는 금리연동형 연금의 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 등에 대하여 Augment Dickey-Fuller의 단위근 검증을 실시한 결과, <표IV-8>과 같은 검증통계량과 p값이 산출되었다¹⁵⁾. 분석결과, ① 상수항이 포함되지 않는 비정상 시계열 가정(zero mean)인 경우, 검증통계량 Rho값 또는 검증통계량 Tau값 모두가 유의수준 1% 기준에서 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 모두가 불안정적 시계열로 나타나고 있다. 또한 ② 상수항이 포함된 비정상 시계열 가정(single mean)인 경우, 상수항·추세항이 포함된 비정상 시계열 가정(Trend)인 경우에는 유의수준 1% 기준에서 효력상실·해약률 및 시장이자율이 불안정적 시계열로 나타났지만, 실업률은 유의수준 10% 에서 불안정적 시계열로 나타나고 있다. ③ 1차 차분한 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율에 대하여 Augment Dickey-Fuller의 검증을 실시한 결과, 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것에 유의한 것으로 나타나고 있다.

15) 이 검증방법은 단위근이 존재한다는 귀무가설로, 단위근이 존재하지 않는다는 것을 대립가설로 설정하고, 이러한 가설 하에서 귀무가설 기각이 유의하다면 시계열 자료가 안정적(I(0))이라고 추론하고, 귀무가설 기각이 유의하지 않는다면 시계열 자료가 불안정적(I(1))하다고 볼 수 있다.

<표 IV-8> 금리연동형 연금 검증결과(Lag 1인 경우)

변수	유형	Rho 값 (PR<Rho)	Tau 값 (PR<Tau)	
수준변수	효력상실· 해약률 (LAPSE)	Zero Mean	-2.18 (0.3083)	-1.85 (0.0621)
		Single Mean	-12.97 (0.0575)	-2.91 (0.0483)
		Trend	-20.32 (0.0509)	-3.47 (0.0488)
	실업률 (UNEMP)	Zero Mean	-1.45 (0.4009)	-1.29 (0.1805)
		Single Mean	-42.45 (0.0009)	-5.54 (<0.0001)
		Trend	-56.64 (0.0003)	-6.12 (<0.0001)
	시장이자율 (CB3YR)	Zero Mean	-0.97 (0.4759)	-1.22 (0.2035)
		Single Mean	-8.73 (0.1723)	-2.79 (0.0635)
		Trend	-8.32 (0.5414)	-2.06 (0.5603)
차분변수	효력상실· 해약률	Zero Mean	-110.52 (0.0001)	-7.20 (<0.0001)
		Single Mean	-114.68 (0.0001)	-7.31 (<0.0001)
		Trend	-116.73 (0.0001)	-7.24 (<0.0001)
	실업률	Zero Mean	-100.55 (0.0001)	-7.26 (<0.0001)
		Single Mean	-102.16 (0.0001)	-7.26 (<0.0001)
		Trend	-103.24 (0.0001)	-7.23 (<0.0001)
	시장이자율	Zero Mean	-100.62 (0.0001)	-6.95 (<0.0001)
		Single Mean	-104.78 (0.0001)	-7.03 (<0.0001)
		Trend	-128.54 (0.0001)	-7.85 (<0.0001)

주 : zero mean : $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t$ ($H_0 : \gamma = 1$, $H_1 : \gamma < 1$)
 single mean : $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + v_t$ ($H_0 : \gamma = 1$, $H_1 : \gamma < 1$)
 trend : $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + v_t$ ($H_0 : \gamma = 1$, $H_1 : \gamma < 1$)

그리고 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율이 월 시계열자료이므로 월별로 안정적 시계열인지 불안정적 시계열인지에 대한 단위근 검증을 실시한 결과, 단위근이 존재하다는 귀무가설을 기각하는 것이 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다(<표IV-9>참조).

<표 IV-9> 금리연동형 연금의 검증결과(Lag 12인 경우)

변 수	유 형	Rho 값 (PR<Rho)	Tau 값 (PR<Tau)
해약률 (LAPSE)	Zero Mean	-27.20 (0.0007)	-4.42 (<0.0001)
	Single Mean	-72.20 (0.0014)	-7.72 (<0.0001)
실업률 (UNEMP)	Zero Mean	-11.98 (0.0455)	-3.47 (0.0006)
	Single Mean	-31.36 (0.0014)	-5.44 (<0.0001)
시장이자율 (CB3YR)	Zero Mean	-29.40 (0.0006)	-4.14 (<0.0001)
	Single Mean	-82.49 (0.0014)	-9.57 (<0.0001)

<표IV-8>과 <표IV-9>의 단위근 검증결과는 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율은 비정상적 시계열의 특징을 가지고 있다는 것을 의미한다. 이에 따라 비정상 시계열인 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 간 공적분 관계 검증을 위해 Johansen의 공적분 검증방법을 적용한 결과, <표IV-10>의 같은 검증통계량을 산출할 수 있다.¹⁶⁾ 이 검증결과는 공적분 벡터가 2개 존재하고 있다는 귀무가설을 기각하는 것이 유의하지 않다고 할 수 있다. 즉 공적분 벡터가 2개 존재하는 귀무가설($H_0 : \text{Rank}=2$)과 공적분 벡터가 1개 이상이라는 대립가설($H_1 : \text{Rank} > 2$)에서 산출된 Trace값 4.3285는 5% critical value 값 9.13

16) 이 검증결과는 p=3이라는 가정을 추가하여 Johansen 검정을 실시한 결과이다. 여기서 p=3이라는 가정은 t시점의 효력상실·해약률, 실업률, 금리는 t-3시점의 효력상실·해약률, 실업률, 금리로부터 영향을 받고 있다는 가정을 의미한다.

보다 적은 값을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 IV-10> 금리연동형 연금의 공적분 검증결과

H0: Rank=r	H1: Rank>r	Eigenvalue	Trace	5% Critical Value
0	0	0.2280	49.8915	34.80
1	1	0.2064	25.8251	19.99
2	2	0.0455	4.3285	9.13

이에 따라 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 등은 2개의 공적분 벡터를 가지는 아래와 같은 벡터오차수정모형을 가진다고 할 수 있다.

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i^* \Delta y_{t-1} + \delta_0 + \varepsilon_t$$

그리고 이 분석모형에 AIC와 SBC의 기준으로 설정한 p=3을 적용하여 산출한 금리연동형연금의 효력상실·해약률(LAPSE), 실업률(UNEMP) 및 시장이자율(CB3YR)의 공적분 관계 추정식($ECM_{t-1} = \beta' y_{t-1}$)과 모수 Φ_1^* , Φ_2^* 의 추정치·검증통계량을 요약·정리하면 <표IV-11>과 같다.

<표 IV-11> 금리연동형 연금의 모수추정치 · 검증통계량(VECM(3))

변수	$\Delta LAPSE_t$			$\Delta UNEMP_t$			$\Delta CB3 YR_t$		
	추정값	t값	p값	추정값	t값	p값	추정값	t값	p값
상수항	-0.07767	-0.56	0.5787	0.75385	4.22	0.0001	0.27612	1.47	0.1445
$\Delta LAPSE_{t-1}$	-0.06049	-0.59	0.5552	-0.16416	-1.25	0.2137	0.02666	0.19	0.8466
$\Delta UNEMP_{t-1}$	0.00464	0.06	0.9486	0.57452	6.25	0.0001	-0.01930	-0.20	0.8419
$\Delta CB3 YR_{t-1}$	-0.20537	-2.92	0.0045	-0.05850	-0.65	0.5186	0.56910	6.01	0.0001
$\Delta LAPSE_{t-2}$	-0.03435	-0.36	0.7191	-0.17207	-1.41	0.1626	-0.21501	-1.68	0.0969
$\Delta UNEMP_{t-2}$	-0.06817	-0.84	0.4037	-0.08954	-0.86	0.3926	0.04464	0.41	0.6839
$\Delta CB3 YR_{t-2}$	0.12643	1.78	0.0790	0.04841	0.53	0.5970	-0.39077	-4.09	0.0001
$ECM1_{t-1}$	-0.02996	-	-	0.16940	-	-	0.04041	-	-
$ECM1_{t-1}$	-0.14670	-	-	0.03577	-	-	-0.20351	-	-
R^2	0.2022 (F값 : 2.34, p값 : 0.0211)			0.4117 (F값 : 6.45, p값 : <0.0001)			0.4033 (F값 : 6.23, p값 : <0.0001)		
DW	1.92028			2.08926			1.93282		
ARCH	F값 = 0.32(p값 : 0.5718)			F값 = 4.20(p값 : 0.0434)			F값 = 0.04(p값 : 0.8409)		
Normal	χ^2 값 = 1.59(p값 : 0.4524)			χ^2 값 = 1.27(p값 : 0.5310)			χ^2 값 = 0.75(p값 : 0.6857)		
$ECM_{t-1} = LAPSE_{t-1} - 1.48836 UNEMP_{t-1} - 0.09632 CB3 YR_{t-1}$ $ECM_{t-1} = LAPSE_{t-1} - 0.45925 UNEMP_{t-1} + 0.18867 CB3 YR_{t-1}$									

<표IV-11>과 같은 결과는 아래와 식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \begin{Bmatrix} \Delta LAPSE_t \\ \Delta UNEMP_t \\ \Delta CB3 YR_t \end{Bmatrix} &= \begin{Bmatrix} -0.030 & -0.147 \\ 0.169 & 0.036 \\ 0.040 & -0.204 \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} 1.000 & -1.488 & 0.096 \\ 1.000 & -0.459 & 0.189 \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} LAPSE_{t-1} \\ UNEMP_{t-1} \\ CB3 YR_{t-1} \end{Bmatrix} \\
 &+ \begin{Bmatrix} -0.060 & 0.005 & -0.206^{***} \\ -0.164 & 0.575^{***} & -0.059 \\ 0.027 & -0.019 & 0.569^{***} \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} \Delta LAPSE_{t-1} \\ \Delta UNEMP_{t-1} \\ \Delta CB3 YR_{t-1} \end{Bmatrix} \\
 &+ \begin{Bmatrix} -0.034 & -0.068 & 0.126^* \\ -0.172 & -0.090 & 0.048 \\ -0.215 & -0.045 & -0.390^{***} \end{Bmatrix} \begin{Bmatrix} \Delta LAPSE_{t-2} \\ \Delta UNEMP_{t-2} \\ \Delta CB3 YR_{t-2} \end{Bmatrix} \\
 &+ \begin{Bmatrix} -0.078 \\ 0.754^{***} \\ 0.276 \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} \hat{\epsilon}_t^L \\ \hat{\epsilon}_t^U \\ \hat{\epsilon}_t^C \end{Bmatrix}
 \end{aligned}$$

* : 유의수준 10%, ** : 유의수준 : 5%, *** : 유의수준 1%

이와 같은 벡터오차수정모형은 금리연동형 연금의 효력상실·해약률과 실업률 및 시장이자율 간에 장기균형관계를 나타내는 아래와 같은 공적분 관계를 반영하고 있다.

$$ECM1_{t-1} = LAPSE_{t-1} - 1.48836 UNEMP_{t-1} - 0.09632 CB3 YR_{t-1}$$

$$ECM2_{t-1} = LAPSE_{t-1} - 0.45925 UNEMP_{t-1} + 0.18867 CB3 YR_{t-1}$$

공적분 관계식 $ECM1_{t-1}$ 은 효력상실·해약률이 실업률 변화 또는 시장이자율 변화와 같은 방향으로 움직이고 있다는 관계를 나타내고 있다. 이에 반해 공적분 관계식 $ECM2_{t-1}$ 은 효력상실·해약률이 실업률 변화와는 같은 방향으로 움직이나, 시장이자율 변화와는 반대 방향으로 움직이고 있다는 관계를 나타내고 있다. 이와 같은 공적분 관계를 지니고 있는 벡터오차수정모형에서 효력상실·해약률 변화 $\Delta LAPSE_t$ 또는 효력상실·해약률 수준 $LAPSE_t$ 에 관한 식만을 표시하면 아래와 같다.¹⁷⁾

$$\begin{aligned} \Delta LAPSE_t = & -0.078 - 0.177LAPSE_{t-1} + 0.111UNEMP_{t-1} - 0.025CB3 YR_{t-1} \\ & - 0.060\Delta LAPSE_{t-1} + 0.005\Delta UNEMP_{t-1} - 0.205^{***} \Delta CB3 YR_{t-1} \\ & - 0.034\Delta LAPSE_{t-2} - 0.068\Delta UNEMP_{t-2} + 0.126^* \Delta CB3 YR_{t-2}^* \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} LAPSE_t = & -0.078 + 0.763LAPSE_{t-1} + 0.112UNEMP_{t-1} - 0.025CB3 YR_{t-1} \\ & + 0.026LAPSE_{t-2} - 0.073UNEMP_{t-2} + 0.331CB3 YR_{t-2} \\ & - 0.034LAPSE_{t-3} - 0.068UNEMP_{t-3} + 0.126CB3 YR_{t-3} \end{aligned}$$

17) $\Delta LAPSE_t$ 또는 $LAPSE_t$ 은 검정통계량 F 값으로는 2.34를, p 값으로는 0.0211을, 그리고 상관계수 값 0.222를 지니고 있다. 따라서, 이 식은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하다고 할 수 있다. 백색잡음(ϵ_{LAPSE_t} , ϵ_{UNEMP_t} 및 $\epsilon_{CB3 YR_t}$)의 경우, DW의 독립성 검증방법, Engel의 등분산성 검증방법(검증통계량 F), Bera·Jargue의 정규성 검증방법(검증통계량 χ^2) 등을 적용한 결과, 유의수준 5%에서는 독립성 가정과 정규성 가정이 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 등분산성 가정의 경우 유의수준 5%에서는 효력상실·해약률과 시장이자율만이 통계적으로 유의하고, 유의수준 1%에서 실업률이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

이 두 식은 공적분 관계 $ECM1_{t-1}$ 과 $ECM2_{t-1}$ 에서 설명하고 있는 효력상실·해약률과 시장이자율·실업률의 공적분 관계를 종합적으로 나타내고 있다. 즉 시장이자율의 변화에 따라 $ECM1_{t-1}$ 에서는 동일한 방향으로 효력상실·해약률이 변화하고, $ECM2_{t-1}$ 에서는 반대되는 방향으로 효력상실·해약률이 변화하나, 최종적으로 $ECM2_{t-1}$ 의 관계가 더 크게 작용하여 시장이자율의 변화와는 반대되는 방향으로 효력상실·해약률이 변화하는 관계를 지니고 있는 것으로 분석되고 있다. 이 결과는 금리연동형 연금에서는 긴급자금가설이 지지되나, 시장이자율 가설은 지지하지 않고 있다고 해석할 수 있다.

2) 일반선형모형 추정결과

피보험자 특성 또는 보험계약 특성을 설명변수로, 효력상실·해약률을 종속변수로 하는 일반선형모형분석을 실시하여 피보험자 특성 또는 보험계약 특성이 효력상실·해약률에 영향을 미치고 있는가를 검증하고자 하였다. 제4장 제2절의 모형 1~5를 이용하여 모수와 검증통계량을 추정한 결과는 <표IV-12>와 같다.

<표 IV-12> 금리연동형 연금의 일반선행회귀 분석결과

구분	모형1		모형2		모형3		모형4		모형5	
	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값
상수항	0.845***	13.3	0.664***	7.28	0.645***	3.78	1.002***	7.74	0.582***	6.27
2000년	0.952***	15.39	1.124***	15.08	1.406***	10.5	1.342***	9.45	0.804***	9.68
2001년	0.642***	11.32	0.708***	9.51	1.156***	8.64	0.354***	3.05	0.488***	5.87
2002년	0.208***	3.67	0.103	1.38	0.272**	2.03	0.242**	2.13	0.088	1.05
2003년	0.438***	7.72	0.342***	4.59	0.155	1.16	0.546***	4.82	0.242***	2.91
2004년	0.217***	3.82	0.169**	2.27	0.063	0.47	0.275***	2.43	0.125	1.50
2005년	0.579***	10.21	0.482***	6.47	0.907***	6.78	0.658***	5.81	0.625***	7.52
2006년	0.271***	4.78	0.226***	3.04	0.565***	4.22	0.313***	2.76	0.250***	3.01
1월	0.116	1.61	0.292***	3.20	0.267	1.63	0.183	1.25	0.150	1.47
2월	0.181**	2.50	0.265***	2.90	0.286*	1.74	0.204	1.40	0.106	1.04
3월	0.288***	3.99	0.304***	3.33	0.367**	2.24	0.233	1.63	0.194*	1.90
4월	0.188***	2.70	0.246***	2.69	0.166	1.01	0.067	0.47	0.075	0.74
5월	0.200***	2.88	0.156*	1.71	0.136	0.83	0.173	1.21	0.094	0.92
6월	0.169***	2.43	0.148	1.62	0.150	0.91	0.113	0.79	0.063	0.61
7월	0.213***	3.06	0.142	1.55	0.128	0.78	0.147	1.02	0.069	0.68
8월	0.194***	2.79	0.102	1.12	0.092	0.56	0.200	1.40	0.063	0.61
9월	0.075	1.08	0.104	1.14	0.027	0.16	0.060	0.42	0.006	0.06
10월	0.113	1.62	0.085	0.94	0.089	0.54	0.080	0.56	0.088	0.86
11월	-0.025	-0.36	0.004	0.05	-0.003	-0.02	-0.073	-0.51	-0.025	-0.25
남자	-0.267***	-9.26								
10~19세			0.364***	5.64						
20~29세			0.092	1.42						
30~39세			0.153**	2.37						
50~59세			-0.041	-0.63						
60세이상			0.256***	3.97						
1년미만					-0.540***	-4.03				
1년이상 2년미만					0.158	1.18				
2년이상 3년미만					-0.177	-1.32				
3년이상 4년미만					-0.151	-1.13				
4년이상 5년미만					-0.406***	-3.03				
5년이상 6년미만					2.088***	15.59				
6년이상 7년미만					0.010	0.08				
유배당							-0.493***	-8.09		
분할납									0.380***	9.15
F값	24.52*** (df : 19, 166)		18.75*** (df : 23, 552)		30.66*** (df : 25, 742)		8.34*** (df : 19, 158)		13.38*** (df : 19, 172)	
R ²	0.737		0.439		0.508		0.501		0.596	

주 : * 유의수준 1%, ** 유의수준 5%, *** 유의수준 10%

모형의 유의성 검증에 대한 검증통계량 F 값과 p 값 추정결과, 유의수준 1%에서 모든 모형이 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 또한 피보험자의 특성, 보험계약의 특성 등의 추정치를 살펴보면 다음과 같다.

모형 1의 경우 남자에 대한 모수추정치는 -0.267인 것으로 나타나고, 이는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 분석되고 있다. 이에 금리연동형 연금의 경우에는 남자와 여자 간의 효력상실·해약률 수준의 차이가 통계적으로 유의하며, 그 차이는 남자가 여자보다 평균적으로 0.267% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 가지고 있다고 할 수 있다.

모형 2의 경우, 10~19세와 60세 이상이 40~49세 보다 각각 0.364%, 0.256% 정도 높은 수준의 효력상실·해약률을 가지는 것이 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하며, 30~39세가 40~49세 보다 0.153% 정도 높은 수준의 효력상실·해약률을 가지는 것이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 또한 50~59세는 통계적으로 유의하지 않으나 40~49세 보다 약 0.041% 정도 낮은 수준의 효력상실·해약률을 지니는 것으로 분석되고 있다. 이는 50~59세가 40~49세보다 연금 필요성을 크게 느끼기 때문인 것으로 보인다.

모형 3의 경우, 유의수준 1%에서 통계적 유의성을 가지며 보유연수 5년 이상 6년 미만은 보유연수 7년 이상보다 약 2.088% 높은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있고, 보유연수 4년이상 5년미만은 보유연수 7년이상보다 0.406 낮은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있다. 또한 통계적 유의성은 없지만 보유연수 1년 이상 2년미만은 보유연수 7년 이상보다 약 0.158% 높은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있고, 보유연수 2년 이상 3년미만인 경우에는 보유연수 3년이상 4년미만은 보유연수 7년 이상보다 각각 0.177%, 0.151% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있다. 이 결과는 보유연수 5년 미만에서는 해약수수료가 효력상실·해약을 억제하는 효과로 작용하고, 보유연수가 5년 이상 6년미만에서는 해약수수료에 의한 효력상실·해약 억제 효과가 상당부분 약화되었기 때문이라 할 수 있다.

모형 4와 모형 5의 경우, 유의수준 1%에서 통계적 유의성을 가지고 유배당은 무배당보다 0.493% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있으며, 분

할납은 일시납보다 0.380% 높은 수준의 효력상실·해약률을 나타나고 있다. 이러한 결과는 무배당이 유배당보다 약간 높은 부리이율을 적용하고 있기 때문이라 볼 수 있으며, 또한 일시납 계약자가 분할납 계약자 보다 연금에 대한 인식이 높기 때문이라고 해석할 수 있다.

나. 금리확정형 보험 분석결과

1) 벡터오차 수정모형 추정결과

금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약률(LAPSE2), 실업률(UNEMP) 및 시장이자율(CB3YR)의 기초통계량을 요약·정리하면 <표 IV-13>와 같다.

<표 IV-13> 금리확정형 보장성보험의 기초통계량

(단위 : %)

변 수 명	자료수	평균	표준편차	최저	최대	
효력상실·해약률 (LAPSE2)	2000-2007	96	0.73	0.23	0.2	1.4
	2000-2003	48	0.84	0.23	0.4	1.4
	2004-2007	48	0.63	0.18	0.2	1.1
실업률(LAPSE2)	96	3.7	0.42	3.0	5.1	
시장이자율(LAPSE2)	96	5.3	1.35	3.3	9.3	

자료 : 보험개발원 기초 통계데이터에 의거 작성

금리확정형 보장성보험은 <표 IV-13>에서 보는 바와 같이 분석대상기간 중 가장 높은 수준의 효력상실·해약률은 1.4%, 가장 낮은 수준의 효력상실·해약률은 0.2%인 것으로 나타내고 있다. 그러나 분석대상기간 중 2003년은 방카슈랑스 제도가 도입된 시기이며, 생명보험사가 제3분야의 실손상품을 취급하기 시작한 시기이고, 노령화 문제, 삶의 질 등에 대한 인식이 높아짐에 따라 보장성보험에 대한 인식이 크게 높아진 시기라고 할 수 있다. 따라서 이 시점은 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약 패턴이 변환된 시점이라고

할 수 있다. 이는 2004년 이전과 이후로 구분하여 산출한 월 효력상실·해약률의 평균과 표준편차를 통해서도 알 수 있다. 즉 2000년 1월부터 2003년 12월까지의 월 효력상실·해약률의 평균은 0.84%이고, 표준편차는 0.23%이었으나, 2004년 1월부터 2007년 12월까지의 월 효력상실·해약률의 평균과 표준편차는 이보다 낮은 0.63%와 0.18%인 것으로 나타나고 있다. 따라서 여기서는 금리연동형 연금과 달리 분석대상기간을 2004년 1월부터 2007년 12월까지로 한정하여 분석하고자 하였다.

금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 등에 대한 Augment Dickey-Fuller의 검증통계량과 p값을 산출한 결과는 <표IV-14>와 같다. <표IV-14>에서 보는 바와 같이 상수항을 포함하지 않는 비정상 시계열을 가정한 경우, 검증통계량 Rho값 또는 검증통계량 Tau값 기준에서는 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율 등의 모든 시계열에 대하여 불안정적 시계열이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나고 있다. 또한 상수항 또는 추세항을 포함한 비정상 시계열을 가정한 경우, 효력상실·해약률과 시장이자율은 불안정 시계열이라는 귀무가설을 기각하지 못하고, 실업률은 시장이자율은 불안정 시계열이라는 귀무가설이 기각이 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 특히 1차 차분한 효력상실·해약률, 실업률, 시장이자율에 대한 Augment Dickey-Fuller의 검증결과는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설의 기각이 유의한 것으로 나타나고 있다.

<표 IV-14> 금리확정형 보장성보험의 ADF 검증결과(Lag 1인 경우)

변 수	구 분	Rho 값 (PR<Rho)	Tau 값 (PR<Tau)	
수준변수	효력상실·해약률 (LAPSE2)	Zero Mean	-0.84 (0.4961)	-1.26 (0.1889)
		Single Mean	-1.66 (0.8124)	-0.58 (0.8659)
		Trend	-17.33 (0.0792)	-2.81 (0.2010)
	실업률 (UNEMP)	Zero Mean	-0.13 (0.6491)	-0.91 (0.3174)
		Single Mean	-1.07 (0.8750)	-3.65 (0.0081)
		Trend	-13.06 (0.2127)	-4.95 (0.0012)
	시장이자율 (CB3YR)	Zero Mean	0.25 (0.7372)	0.56 (0.8323)
		Single Mean	-2.93 (0.6540)	-0.75 (0.8234)
		Trend	-13.51 (0.1928)	-2.95 (0.1578)
차분변수	효력상실·해약률	Zero Mean	-40.38 (<0.0001)	-4.19 (<0.0001)
		Single Mean	-42.19 (0.0004)	-4.27 (0.0014)
		Trend	-42.69 (<0.0001)	-4.27 (0.0078)
	실업률	Zero Mean	-67.63 (<0.0001)	-5.80 (<0.0001)
		Single Mean	-69.47 (0.0004)	-5.83 (0.0001)
		Trend	-69.11 (<0.0001)	-5.75 (0.0001)
	시장이자율	Zero Mean	-39.49 (<0.0001)	-4.11 (0.0001)
		Single Mean	-40.30 (0.0004)	-4.14 (0.0020)
		Trend	-48.54 (<0.0001)	-4.60 (0.0031)

주 : zero mean : $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t$ ($H_0: \gamma=1$, $H_1: \gamma < 1$)

single mean : $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + v_t$ ($H_0: \gamma=1$, $H_1: \gamma < 1$)

trend : $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + v_t$ ($H_0: \gamma=1$, $H_1: \gamma < 1$)

또한 금리연동형 연금과 같이 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약률, 실업률 및 시장이자율 등이 공적분 관계를 지니고 있는지를 검증하기 위하여 실시한 Johansen의 공적분 검증결과는 <표IV-15>와 같다.

<표 IV-15> 금리확정형 보장성보험의 공적분 검증결과

H0: Rank=r	H1:Rank>r	Eigenvalue	Trace	5% Critical Value
0	0	0.5214	57.8896	24.08
1	1	0.3649	24.7334	12.21
2	2	0.0912	4.3018	4.14

Johansen 검증결과, rank 0의 trace 값(57.8896)이 5% critical value(24.08)보다 큰 값을 가지고 있어 공적분관계가 없는 것으로 분석되고 있다. 즉 금리확정형 보장성보험은 벡터오차수정모형을 적용하는 것이 통계적으로 유의하지 않지 않은 것으로 분석되었다. 이에 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약률 분석모형으로 벡터오차수정모형이 아닌 벡터자기상관모형(VAR(3))을 설정하여 산출한 모수 추정치와 검증통계량을 요약·정리하면 <표 IV-16>과 같다.

<표 IV-16> 금리확정형 보장성보험의 모수추정치 · 검증통계량(VAR(3))

변수	LAPSE2			UNEMP			CB3YR		
	추정치	t값	p값	추정치	t값	p값	추정치	t값	p값
LAPSE2(t-1)	0.62089	3.50	0.0012	0.35505	0.89	0.3806	0.40604	1.12	0.2687
UNEMP(t-1)	0.09616	1.26	0.2149	1.19949	6.98	0.0001	0.18099	1.16	0.2517
CB3YR(t-1)	0.01936	0.23	0.8185	0.16858	0.89	0.3784	1.49115	8.73	0.0001
LAPSE2(t-2)	0.15421	0.78	0.4417	-0.04204	-0.09	0.9257	-0.80986	-2.00	0.0528
UNEMP(t-2)	0.00749	0.07	0.9444	-0.61442	-2.55	0.0151	-0.24268	-1.12	0.2718
CB3YR(t-2)	-0.17230	-1.28	0.2089	-0.21833	-0.72	0.4772	-0.71655	-2.61	0.0131
LAPSE2(t-3)	-0.11220	-0.60	0.5496	0.51190	1.22	0.2300	0.03233	0.09	0.9325
UNEMP(t-3)	0.02121	0.27	0.7916	0.10233	0.57	0.5731	0.18475	1.14	0.2633
CB3YR(t-3)	0.10045	1.24	0.2236	0.17196	0.94	0.3538	0.18799	1.14	0.2633
R^2	0.834 (F값 : 22.57, p값 : <0.0001)			0.716 (F값 : 11.43, p값 : <0.0001)			0.943 (F값 : 73.77, p값 : <0.0001)		
DW	2.02			2.14			1.69		
ARCH	F값 = 4.02(p값 : 0.051)			F값 = 0.46(p값 : 0.501)			F값 = 0.21(p값 : 0.648)		
Normal	χ^2 값 = 1.63(p값 : 0.444)			χ^2 값 = 1.59(p값 : 0.452)			χ^2 값 = 0.46(p값 : 0.796)		

따라서 <표IV-16>의 벡터자기상관모형 추정결과는 금리확정형 보정상보험의 효력상실 · 해약률과 실업률 · 시장이자율의 관계를 아래와 식과 같이 나타낼 수 있다.¹⁸⁾

$$LAPSE2_t = 0.621^{***}LAPSE2_{t-1} + 0.096UNEMP_{t-1} + 0.019CB3YR_{t-1} + 0.154LAPSE2_{t-2} + 0.007UNEMP_{t-2} - 0.172CB3YR_{t-2} - 0.112LAPSE2_{t-3} + 0.021UNEMP_{t-3} - 0.100CB3YR_{t-3}$$

∴ * : 유의수준 1%, ** : 유의수준 : 5%, *** : 유의수준 10%

18) 금리확정형 보장성의 효력상실 · 해약률과 실업률 · 시장이자율과의 관계를 설명하고 있는 $LAPSE2_t$ 의 관계식은 검정통계량 F 값으로는 22.57을, p 값으로는 0.0001 이하를, 상관계수 값으로 0.834를 지니고 있으므로, 이 관계식은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다고 할 수 있다. 그리고 DW의 독립성 검증방법, Engel의 등분산성 검증방법(검정통계량 F), Bera · Jargue의 정규성 검증방법(검정통계량 χ^2) 등을 적용하여 산출한 검정통계량과 p 값을 기준을 하면, ϵ_{LAPSE_t} 과 ϵ_{UNEMP_t} 은 독립성 · 정규성 · 등분산성에 대한 가정을 모두 충족하나, ϵ_{CB3YR_t} 은 독립성을 제외한 정규성과 등분산성만 충족한다고 할 수 있다.

이 식에 의하면, 금리확정형 보장성보험의 경우 1개월 전의 효력상실·해약률이 당월의 효력상실·해약률에 가장 많은 영향을 미치는 것으로 분석되고 있다. 또한 통계적으로 유의하지는 않지만 1개월 전의 실업률 증가 또는 1개월 전의 시장이자율 증가는 당월의 효력상실·해약률의 증가에 영향을 미치고 있는 것으로 분석되고 있다. 그리고 2개월 전과 3개월 전의 효력상실·해약률 증가 또는 실업률 증가는 당월의 효력상실·해약률을 증가시키는 것으로 나타났으며, 2개월 전과 3개월 전의 시장이자율 증가는 당월의 효력상실·해약률 감소로 나타나는 것으로 분석되고 있다.

2) 일반선형모형 분석결과

금리확정형 보장성보험에 모형 1~5의 일반선형모형을 적용하여 산출한 모수 추정치와 검증통계량은 <표 IV-17>과 같다.

<표 IV-17> 금리확정형 보장성보험의 일반선형회귀 분석결과

구분	모형1		모형2		모형3		모형4		모형5	
	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값	추정치	t값
상수항	0.323***	9.45	0.326***	11.34	0.348***	5.02	0.285***	7.20	-0.010	-0.26
2004년	0.375***	15.53	0.322***	17.70	0.103***	2.47	0.375***	13.38	0.238***	8.39
2005년	0.371***	15.35	0.371***	20.37	0.080*	1.92	0.450***	16.05	0.267***	9.42
2006년	0.217***	8.97	0.221***	12.13	0.077*	1.85	0.275***	9.81	0.171***	6.04
1월	0.125***	2.99	0.125***	3.96	0.113	1.56	0.138***	2.83	0.088*	1.79
2월	0.113***	2.69	0.108***	3.44	0.097	1.34	0.125**	2.57	0.075	1.53
3월	0.163***	3.88	0.183***	5.81	0.169**	2.33	0.200***	4.12	0.150***	3.06
4월	0.088**	2.09	0.058*	1.85	0.081	1.12	0.088*	1.80	0.038	0.77
5월	0.088**	2.09	0.088**	2.77	0.078	1.08	0.075	1.54	0.050	1.02
6월	0.063	1.49	0.046	1.45	0.084	1.17	0.050	1.03	0.025	0.51
7월	0.050	1.20	0.067**	2.11	0.144**	1.99	0.063	1.29	0.038	0.77
8월	0.063	1.49	0.058*	1.85	0.175**	2.42	0.075	1.54	0.038	0.77
9월	0.038	0.90	0.054*	1.72	0.094	1.30	0.038	0.77	0.013	0.26
10월	0.075*	1.79	0.104***	3.30	0.138*	1.90	0.075	1.54	0.063	1.28
11월	0.025	0.60	0.050	1.59	0.097	1.34	0.025	0.51	0.050	1.02
남자	-0.002	-0.12								
10~19세			0.304***	13.64						
20~29세			0.188***	8.41						
30~39세			0.054**	2.43						
50~59세			-0.167***	-7.47						
60세이상			-0.233***	-10.46						
1년미만					0.475***	8.04				
2년미만					1.065***	18.03				
3년미만					0.598***	10.13				
4년미만					0.381***	6.46				
5년미만					0.231***	3.92				
6년미만					0.106*	1.80				
7년미만					-0.010	-0.18				
유배당							-0.046**	-2.31		
분할납									0.483***	24.15
F값	23.07*** (df : 15, 80)		72.71*** (df : 19, 268)		25.75*** (df : 21, 362)		21.90*** (df : 15, 80)		46.97*** (df : 15, 80)	
R ²	0.812		0.838		0.599		0.804		0.898	

주 : * 유의수준 1%, ** 유의수준 5%, *** 유의수준 10%

먼저 모형의 유의성 검증에 대한 검증통계량 F값을 보면, 모든 모형이 유의수준 1%에서의 모형 유의성이 있는 것으로 나타나고 있다. 다음으로 모형 1~5에서의 계약자 또는 계약 특성에 대한 분석결과는 아래와 같다.

모형 1의 경우 남자가 여자보다 약 0.002% 낮은 효력상실·해약률을 나타내고 있다. 그러나 유의수준 10%에서도 통계적 유의성이 없으며, 남·여 간의 효력상실·해약률 차이도 큰 의미가 없다고 볼 수 있다. 따라서 금리확정형 보장성보험은 금리연동형 연금과 달리 남자와 여자가 효력상실·해약률에 영향을 미치지 않는다고 판단할 수 있다.

모형 2의 경우, 10~19세/20-29세/30~39세는 각각 40~49세보다 0.304%, 0.188%, 0.054% 높은 수준의 효력상실·해약률을 가지는 것으로 나타나고 있으며, 그리고 50~59세/60세이상은 40~49세보다 0.167%, 0.233% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 가지는 것으로 나타나고 있다. 그리고 이는 유의수준 1% 또는 5%에서 통계적 유의성이 있는 것으로 분석되고 있다. 이와 같은 결과는 40세미만은 40~49세보다 보장성 보험에 대한 필요성을 크게 느끼지 않고, 50 이상은 40~49세보다 보장성 보험에 대한 필요성을 크게 인식한다는 데서 기인하고 있다고 할 수 있다.

모형 3의 경우, 유의수준 1%에서 통계적 유의성을 가지고 보유연수 1년 미만, 1년 이상 2년 미만, 2년 이상 3년 미만, 3년 이상 4년 미만, 4년 이상 5년 미만은 보유연수 7년 이상 보다 유의수준 1%에서 통계적 유의성을 가지고 각각 0.475%, 1.065%, 0.598%, 0.381%, 0.231% 높은 수준의 효력상실·해약률을 지니고 있는 것으로 나타내고 있다. 그리고 보유연수 5년 이상 6년미만은 유의수준 5%에서 통계적 유의성을 가지고 0.106% 높은 수준의 효력상실·해약률을 지니고 있는 것으로 나타나고 있다.

그러나 보유연수 6년이상 7년미만은 유의수준 10%에서도 통계적 유의성은 없으나 보유연수 7년 이상 보다 0.010% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 지니고 있는 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 결과는 보장성 보험의 경우 보유연수가 짧을수록 효력상실·해약률 수준이 높고, 반대로 보유연수가 장기간일수록 효력상실·해약률 수준이 낮은 것을 의미한다. 이는 보장성보험을 장기간 보유할수록 보장성 보험에 대

한 필요성을 크게 느끼는 것에 기인한다고 할 수 있다.

그리고 모형 4와 모형 5의 경우, 유의수준 1%에서 통계적 유의성이 있으며 유배당은 무배당보다 0.046% 낮은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있는 반면, 분할납은 일시납보다 0.483% 높은 수준의 효력상실·해약률을 나타내고 있다. 이와 같은 결과는 금리연동형 연금과 같이 무배당이 유배당보다 약간 높은 부리이율을 적용하고 있고, 또한 일시납 계약자가 분할납 계약자 보다 연금에 대한 인식이 높기 때문이라 볼 수 있다.

V. 결론 및 시사점

최근과 같이 생명보험사의 이익이 감소하고 있는 상황에서는 수익성제고를 위해 보다 철저하게 해약률을 관리할 필요성이 있다. 특히 우리나라의 해약률이 미·일에 비해 상대적으로 높게 나타나 해약률관리를 통해 보험계약자의 유지율을 제고한 안정적인 수익성 확보가 매우 중요시 되고 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 먼저 미일의 해약률 현황을 살펴본 후에 실제 보유하고 있는 효력상실·데이터를 기초로 해약률 실태 및 그 특징을 연령별, 성별, 납입방법별 등으로 분류하여 제시하였다. 특히 금리확정형 보장성 보험과 금리연동형 연금을 중심으로 효력상실·해약에 미치는 영향을 일반선형모형 및 벡타오차수정 모형 등 해약률 모형을 통해 시안적으로 실증분석한 결과, 해약률과 실업률, 시장이자율과의 관계에서 실업률과 시장이자율이 효력상실·해약률에 미치는 영향은 보험종목별로 상이한 것으로 나타났다. 보유계약특성(유·무배당, 납입방법별 등) 및 피보험자의 특성(성별, 연령별)이 해약률이 미치는 영향 또한 상이하게 나타남으로써 향후 이를 적절히 반영한 해약률 분석이 이루어질 필요성이 있음을 보여주고 있다. 따라서 해약률모형이 현실적으로 적용하기 위해서는 매크로변수이외에 보유계약 및 피보험자 특성을 반영한 변수가 설정되어 모형내에 반영되어야 할 것이다. 이와 같은 해약률 분석은 대략 다음과 같은 측면에서 매우 중요하다.

1. 현금흐름방식의 보험가격 산출

미래의 투자수익률, 보험금 지급 등의 규모, 판매경쟁력 및 판매규모, 유지율 추이 등 현금흐름의 변동성 등을 종합적으로 고려한 최적 가정치의 설정을 통해 보험가격 및 목표이익의 설정, 보험계약의 가치를 평가하는 현금흐름방식의 보험가격 산출체계 도입을 검토하고 있다. 이러한 현금흐름방식의 보험

가격 산출체계는 미국, 유럽 등의 보험회사가 1970년대 이후 컴퓨터의 등장으로 다양한 변수를 적용한 미래현금흐름의 작성이 가능해짐에 따라 사용하기 시작한 보험가격 산출체계이다. 이 산출체계에서는 보험회사가 보험상품 판매로 인수하는 위험에 대한 대가로 개별 가정의 변동 위험을 종합적으로 고려하여 적정 이익규모를 목표이익으로 결정하게 된다. 이때 고려되는 개별 가정의 변동위험으로는 투자수익률 하락에 따른 위험, 효력상실·해약률 변동에 따른 위험, 위험 발생률 증가에 따른 위험, 운영경비 증가에 따른 위험 고려 등을 들 수 있다. 이 중 하나인 효력상실·해약률 가정은 일반적으로 보험계약이 경과기간에 따라 해약될 확률로 상품별, 경과연도별로 설정하게 된다. 19)

이 방식의 가격산출체계에서는 보험회사가 신계약 판매 위주의 이익구조를 탈피하고 보유계약의 유지·관리를 통하여 이익을 확보하는 성장전략을 시행하는 것이 중요하게 된다. 또한 보험회사는 경험통계를 체계적으로 집적하고 있어야 하며, 상품별로 수익성을 관리하기 위하여 사전적으로 원가를 분석하여야 하고, 보유계약의 효력상실·해약 역시 상품별 수익성에 영향을 미치므로 이에 대한 분석이 요구된다.

따라서 보험회사는 적정한 보험가격 산출 및 상품별 수익성 분석을 위해 벡터오차수정모형, 벡터자기상관모형 등과 같은 모형을 포함하여 보험종목별로 적합한 효력상실·해약률 모형을 적극 개발할 필요성이 있다. 또한 금리연동형 연금과 금리확정형 보장성보험의 효력상실·해약률 분석에서 제시한 바

19) 해약률 가정은 아래와 같이 보험종목별 특성에 따라 다르게 적용할 수 있다.

사례 1 : 보험상품별로 일시납과 분할납에 대한 경과기간별 유지율 자료를 이용하여 해약률 산출

$$q_t^{(w)} = \frac{p_{t-1}^{(w)} - p_t^{(w)}}{p_{t-1}^{(w)}}$$

∴ $q_t^{(w)}$: t 보험년도해약률, $p_t^{(w)}$: t 보험년도유지율

사례 2 : 금리민감형(저축형) 상품의 경우 금리요인을 반영하여 산출
해약률 = $A + B \times \text{Arctan}(M \times (r-i-y) - N)$

∴ A, B : 최저해약률, 최대해약률

M, N : 금리변화에 민감한 변수에 영향을 미치는 계수

r : 시중금리, i : 예정이율, y : 해약공제

와 같이 피보험자의 특성, 보험계약의 특성 등에 따라 효력상실·해약률이 차이가 발생하므로, 이를 감안한 모형을 설정해야 할 것이다.

2. 전사적인 리스크관리의 구현

보험회사의 리스크 측정·평가·관리 능력은 최근 보험시장이 글로벌화되고, 보험상품이 투자형 상품으로 진화됨에 따라 더욱 더 중요시되고 있다. 그리고 보험감독방식과 회계기준이 보험회사의 리스크 측정·평가·관리 능력을 강조하는 방향으로 전환됨에 따라 이전보다 더 보험회사의 리스크 측정·평가·관리 능력이 시장경쟁력을 좌우하는 요인으로 작용하고 있기 때문이다.

특히 최근에는 보험감독방식이 리스크 중심 보험감독체제로 이행되고 있다. 이는 보험회사로 하여금 리스크관리 중심의 내실경영을 유도하는 시스템으로 금리리스크와 보험리스크를 보다 정교화하고 시장리스크, 신용리스크, 운영리스크 등을 고려하여 회사별 특성을 반영한 자본금 산출을 요구하고 있다. 또한 국제보험회계기준은 자산뿐만 아니라 보험회사가 보유하고 있는 부채 역시 공정가치로 평가하는 방향으로 변화되고 있다. 즉 보험감독방식의 변화에 부응하는 리스크관리 중심의 내실경영을 유도하여 보험회사가 자기자본에 대한 적정한 수익성을 확보하도록 요구하고 있다. 이에 보험회사는 자산건전성 제고관점에서 책임준비금과 기타 부채의 충분성을 분석하는 자산적정성 분석을 실시할 필요가 있다.²⁰⁾

자산적정성 분석에는 금리시나리오와 사망률, 계약해지율 등 보험계약의 현금흐름을 규정하는 다수의 가정을 사용하고 있으며, 이 중 계약해지율 가정은 금리시나리오에 따라 연동되도록 하고 있다.²¹⁾ 금리연동형 연금과 금리확정형

20) 자산적정성 분석은 사망률, 계약해지율 등 계리적 가정뿐만 아니라 자산의 현금흐름에 영향을 미치는 경제적 가정의 변동성을 분석하여 보험 회사의 보유위험을 인식하고 통제하는 경영기법이다. 또한 이 분석은 현금흐름 투영과정상 생성되는 B/S, P/L 예측치를 통하여 손익의 변동성을 파악한다.

21) 통상 해지율 모형은 해당상품의 부리이율과 경쟁이율(시장이자율)간의 차이로 그 관계식을 유도하고 있고, 이에 아래와 같은 '초과승수모형'과 'ArcTangent모형'이 보편적으로

보장성보험의 효력상실·해약률과 실업률·시장이자율에 대한 관계분석에서 본 바와 같이 효력상실·해약률은 시장이자율뿐만 아니라 실업률에 의해서도 영향을 받게 된다. 따라서 자산적정성 분석에 있어서 해약률 가정은 금리뿐만 아니라 실업률도 고려하여 설정하는 노력이 필요하다고 본다. 또한 피보험자의 특성, 보험계약의 특성 등은 효력상실·해약률에 영향을 미치고 있으므로, 가정 설정시 이를 감안할 필요성이 있다.²²⁾

따라서 보험회사는 보험종목별 해약률, 실업률, 시장이자율 등의 관계분석에 필요한 경험자료를 집적할 수 있는 체계를 구축하고, 보험종목별 해약률, 실업률, 시장이자율 등의 관계를 분석하여 객관적이고, 합리적인 해약률 가정이 설정되도록 노력할 필요성이 있다.

3. 보유계약관리에 의한 수익성 제고

보험회사는 보유계약의 현금흐름을 지속적으로 유지하고 계약을 유지하고 있는 기존 고객들을 대상으로 새로운 수요를 창출 하고자 한다. 이는 보험이 계약체결에서 수요가 끝나지 않는 상품 특성에 기인한다. 그리고 보험계약이

사용되고 있다.

① 초과승수모형

$$\text{초과해지율} = \left[\frac{M(100-D)^E}{100} (1-A \cdot S) - R \cdot S \right]$$

∴ M (Multiplier), E (Exponent), A (추가 Multiplier), R (감소 Multiplier) : 계수

D ($D>0$, 이자율차이) : 경쟁이율 - 부리이율 - 0.5%

S (계약공제율) : 1 - 해약환급금/기금(준비금)

② ArcTangent모형 :

$$\text{해약률} = a - b \times \text{Arctan} [c \times (\text{CR} - \text{MR} + d) + e]$$

∴ CR : 부리이율, MR : 경쟁이율

22) 荻原邦男(2007)은 보험계약자의 해약행동에 관한 자료 부족, 보험계약자 행동의 예측 어려움, 보험회사의 영업정책에 의한 영향, 모수추정의 어려움, 예측능력의 한계 등으로 인하여 보험회사가 보험계약자의 해약행동분석을 위한 해약률 모델을 구축하는 데에 한계가 존재한다고 지적하였다.

만기 또는 사망시까지 유지되지 않는다면, 보험회사는 이 계약으로부터의 현금흐름이 발생하지 않을 뿐만 아니라 추가계약을 통한 확대재생산의 기회를 상실하게 된다. 즉 보험계약의 효력상실 또는 해약은 대략 다음과 같이 보험회사에게 직간접으로 영향을 미치게 된다. 첫째, 유지율이 저조하게 되면 신계약이 증가해도 이것이 그대로 보험회사의 성장으로 연결되지 않는다는 점이다. 둘째, 유지율이 저조하게 되면 풀마케팅보다 푸쉬마케팅에 의존하게 된다. 셋째, 유지율이 저조하게 되면 보험회사는 계약의 유지를 통한 신계약비, 보전과 유지비 재원을 확보하지 못하여 결국 보험회사의 손실을 초래할 수 있다. 넷째, 유지율의 저조는 보험계약의 질적인 발전을 저해하는 요인이 될 수 있다. 다섯째, 유지율의 저조하게 되면, 해약환급금이 많지 않은 상황에서 손실을 입은 보험계약자가 보험에 대해 불만을 갖는 원인이 되어 생명보험산업의 이미지를 실추시키는 결과로까지 확대될 수 있다.

따라서 보험회사는 보험계약의 효력상실 또는 해약이 미치는 이러한 영향을 최소화시키기 위하여 계약유지율 또는 해약률을 관리할 필요가 있다. 그리고 최근 소비자운동이 활발하게 전개되고 있고, 정책적으로도 소비자보호의 강화하고 있기 때문에 보험회사의 유지율 관리 또는 효력상실·해약률 관리는 보험회사의 수익성이라는 측면뿐만 아니라 사회적 책임이라는 입장에서 볼 때 적극적으로 대응하여야 할 과제라 할 수 있다.

보험회사가 이와 같은 필요성을 고려하여 효력상실·해약률을 관리하고자 하는 경우, 효력상실·해약률 수준은 보험종목, 피보험자 특성, 보험계약 특성 등에 의하여 영향을 받기 마련이다. 즉 금리연동형 연금의 경우 실업률과 시장이자율에 영향을 받고 있다는 점, 여자가 남자보다 상대적으로 높은 수준의 효력상실·해약률을 보이고 있다는 점, 다른 보유연수보다 보유연수가 5년 이상 6년미만인 경우, 그리고 피보험자 연령이 19세미만 또는 60세이상인 경우가 상대적으로 높은 수준의 효력상실·해약률을 보이고 있다는 점을 고려해야 할 것이다. 또한 금리확정형 보장성보험의 경우, 금리연동형 연금과 같이 실업률과 시장이자율에 영향을 받으며, 피보험자 연령이 19세미만과 20-29세인 보험계약, 보유연수가 7년미만인 보유계약 등이 상대적으로 높은 수준의 효력상실·해약률을 보이고 있다.

따라서 보험회사는 효력상실·해약률 관리전략이 제대로 발휘하기 위해 자사의 경험실적을 바탕으로 하여 이러한 보험종목, 피보험자 특성, 보험계약 특성 등을 분석하고, 이를 효력상실·해약률 관리전략에 적극 반영시킬 필요성이 있다. 예를 들어 효력상실·해약을 하려는 경향이 상대적으로 강한 계약(여성, 보유연수 5년이상 6년미만)에 대하여는 계약후의 서비스를 강화하고, 해약을 대체할 수 있는 다른 방법, 즉, 약관대출, 보험금감액, 계약전환 등의 방법을 활용하도록 적극적으로 유도함으로써 보험계약의 유지기간 장기화를 도모하여야 할 것으로 보인다.

결국 현금흐름방식의 보험가격산출, 전사적인 리스크관리의 구현, 보유계약관리에 의한 수익성 제고라는 측면에서 보다 정형화된 해약을 가정과 해약을 모형의 설정이 중요시될 것으로 생각된다. 이를 위해 보험상품별 효력상실·해약 데이터의 집적이 이루어지고 보험상품별에 따른 해약률 분석모형 연구가 지속적으로 이루어지도록 하는 자세의 전환이 요구된다.

참 고 문 헌

- 강중철·장강봉, 『생존분석기법(Survival Analysis)을 이용한 생명보험
실효 계약 분석』, 보험개발원, 연구보고서 1999-5, 1999
- 김헌수, 『생보사의 양적경영전략 선택과 계약률에 관한 연구』, 리스크
관리학회, 리스크관리연구 제6권, 1999
- 금융감독위원회 보험감독과, 「우리나라 생명보험 상품의 변천추이 및
시사점」, 보도자료, 2007. 12
- 금융감독원·보험개발원, 『대표계리인의 자산적정성 분석업무 모범규
준』, 2003. 1
- 류근옥, 『보험상품의 품질(Quality)과 경쟁력제고-생명보험 산업을 중심
으로』, 1996, 한국보험학회 창립 32주년 기념세미나 발표논문
- 박중권, 『우체국보험의 경영실태 평가지표 개선방안』, 정보통신정책연
구원, 우정정보 제66호, 2006
- 보험개발원, 『보험통계연감』, 2008
- 생명보험협회, 『생명보험성향조사』, 각년도
- 신문식·장동식, 『생명보험회사의 고객유지전략 - 고객만족도 분석을
중심으로』, 보험개발원, 연구보고서 2002-2, 2002
- 오기석, 「보험계약자의 행동적 반응에 근거한 생명보험서비스 평가」,
보험개발원, 보험개발연구 제16권 제2호, 2005
- 이경룡, 「생명보험의 실효·계약에 관한 소고」, 『서강경영논총』 제2
권, 1991
- 이영민, 『생명보험계약 유지율 개선을 위한 실증연구』, 서강대학교 석
사학위논문, 2001
- 조재민, 『MODEL 분석을 통한 유지율 제고방안』, 한국보험계리인회,
보험계리인회지 제1호, 1997
- 최영일·박양수, 「경기분석모형의 개선」, 『한은조사연구』 제23호,
2007

荻原邦男, 『負債評価および生保リスク』, 欧州の先進的な保険リスク管理システムに関する研究会(第3回) 2007.9.12 ニッセイ基礎研究所

生命保険文化センター, 「生命保険に関する全国実態調査」, 各년도
生命保険協会, 「生命保険の動向」, 各년도

American Council of Life Insurance, *Life Insurance Fact Book*, 2008

Andrea Consiglio · Domenico De Giovanni, *Pricing the Option to Surrender in Incomplete Markets*, Working Paper 07-03, 2007

Andy Ferris, *Incorporating Policyholder Behavior in Pricing Annuity Products*, SOA Spring Meeting, FL, 2006

CEIOPS, *QIS3 Technical specifications PART II: BACKGROUND INFORMATIONS*, CEIOPS-FS-12/07, 2007

CEIOPS, *QIS3 Technical specifications Annexes*, CEIOPS-FS-13/07, 2007

CEIOPS, *QIS4 Technical specifications*, CEIOPS-FS-23/07, 2007

Charles F. B. Richardson · John M. Hartwell, *LAPSE RATES*, Transactions of the Society of Actuaries, Vol. III, 1951

Changki Kim, *MODELING SURRENDER/LAPSE RATES AND VALUING SURRENDER OPTIONS IN KOREA INTEREST INDEXED ANNUITIES*, VIGRE Financial Mathematics Seminar Series, 2003

Changki Kim, *Modeling Surrender and Lapse rate with Economic Variables*, North American Actuarial Journal, Vol. 9, 2005

Changki Kim, *Report to the Policyholder Behavior in the Tail Subgroups Project*, SOA, 2006

Laurence Mauer-Neil Holden, *Annuity Lapse Rate Modeling: Tobit or Not Tobit?*, SOA, 2006

Laurence Mauer-Neil Holden, *Determinants of the Lapse Rate In Life Operating Companies*, Proceedings of the Financial Services Institute, Symposium 2006 (St. John's University Peter J. Tobin College of Business)

- Joseph M. Belth, *THE IMPACT OF LAPSE RATES ON LIFE INSURANCE PROCESS*, Journal of Risk and Insurance
- J. Francois Outreville, *Economic factors affecting lapsation of life insurance contracts: The case of early lapsation*, Proceedings of the International Insurance Seminar, New Orleans, 1984
- J. Francois Outreville, *Whole-life insurance lapse rates and the emergency fund hypothesis*, Insurance: Mathematics and Economics, Vol. 9, 1990
- Kenneth Black · Harold skipper, *Life Insurance*, 12th ed., New Jersey : Prentice-Hall, 1994
- Marc N. Altschull · Douglass L. Robbins, *The Impact of Dynamic Policyholder Behavior on Capital Requirements*, Tillinghast-Towers Perrin, 2003 Stochastic Modeling Symposium, 2003
- Noel Abkemeier, *Policyholder Behavior Assumptions In Indexed Annuity Models*, SOA Spring Meeting, FL, 2006
- Samuel H.Cox-Yijia Lin, *Annuity Lapse Rate Modeling: Tobit or Not Tobit?*, SOA, 2006
- Weiyu Kuo-Chenghsien Tsai-Wei-Kuang Chen, *AN EMPIRICAL STUDY ON THE LAPSE RATE: THE COINTEGRATION APPROACH*, JRI, 2003

보험연구원(KIRI) 발간물 안내

■ 연구보고서

- 2006-1 보험회사의 은행업 진출 방안 / 류근욱 2006.1
- 2006-2 보험시장의 퇴출 분석과 규제개선방향 / 김현수 2006.3
- 2006-3 보험지주회사제도 도입 및 활용방안 / 안철경, 이상우 2006.8
- 2006-4 보험회사의 리스크공시체계에 관한 연구 / 류건식, 이경희 2006.12
- 2007-1 국제보험회계기준도입에 따른 영향 및 대응방안 / 이장희, 김동겸 2007.1
- 2007-2 민영건강보험료율 결정요인 분석 / 조용운, 기승도 2007.3
- 2007-3 퇴직연금 손·익 위험 관리전략에 관한 연구 / 성주호 2007.3
- 2007-4 확률적 프런티어 방법론을 이용한 손해보험사의 기술효율성 측정 / 지홍민 2007.3
- 2007-5 금융겸업화에 대응한 보험회사의 채널전략 / 안철경, 기승도 2008.1
- 2008-1 보험회사의 리스크 중심 경영전략에 관한 연구 / 최영목, 장동식, 김동겸 2008.1
- 2008-2 한국 보험시장과 공정거래법 / 정호열 2008.3
- 2008-3 확정급여형 퇴직연금의 자산운용 / 류건식, 이경희, 김동겸 2008.3
- 2009-1 보험설계사의 특성분석과 고능률화 방안 / 안철경, 권오경 2009.1
- 2009-2 자동차사고의 사회적 비용 최소화 방안 / 기승도 2009.1
- 2009-3 우리나라 가계부채 문제의 진단과 평가 / 유경원, 이혜은 2009.3
- 2009-4 사적연금의 노후소득보장 기능제고 방안 / 류건식, 이창우, 김동겸 2009.3
- 2009-5 일반화선형모형(GLM)을 이용한 자동차보험 요율상대도 산출방법 연구 / 기승도, 김대환 2009.8

■ 조사보고서

- 2006-1 2006년도 보험소비자 설문조사 / 김세환, 조재현, 박정희 2006.3
 주요국 방카슈랑스의 운용사례 및 시사점 / 류건식, 김석영, 이
 2006-2 상우, 박정희, 김동겸 2006.7
 2007-1 보험회사 경영성과 분석모형에 관한 비교연구 / 류건식, 장이
 규, 이경희, 김동겸 2007.3
 2007-2 보험회사 브랜드 전략의 필요성 및 시사점 / 최영목, 박정희
 2007.3
 2007-3 2007년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 기승도, 오승철 2007.3
 2007-4 주요국의 퇴직연금개혁 특징과 시사점 / 류건식, 이상우 2007.4
 2007-5 지적재산권 리스크 관리를 위한 보험제도 활용방안 / 이기형
 2007.10
 2008-1 보험회사 글로벌화를 위한 해외보험시장 조사 / 양성문, 김진억,
 지재원, 박정희, 김세중 2008.2
 2008-2 노인장기요양보험 제도 도입에 대응한 장기간병보험 운영 방안 /
 오영수 2008.3
 2008-3 2008년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 기승도, 이상우 2008.4
 2008-4 주요국의 보험상품 판매권유 규제 / 이상우 2008.3
 2009-1 2009년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 이상우, 권오경 2009.3
 2009-2 Solvency II의 리스크평가모형 및 측정방법 연구 / 장동식 2009.3
 2009-3 이슬람 보험시장 진출방안 / 이진면, 이정환, 최이섭, 정중영,
 최태영 2009.3
 2009-4 미국 생명보험 정산거래의 현황과 시사점 / 김해식 2009.3
 2009-6 복합금융 그룹의 리스크와 감독 / 이민환, 전선애, 최원 2009.4
 2009-7 보험산업 글로벌화를 위한 정책적 지원방안 / 서대교, 오영수,
 김영진 2009.4
 2009-8 구조화금융 관점에서 본 금융위기 분석 및 시사점 / 임준환,
 이민환, 윤건용, 최원 2009.7
 2009-9 보험리스크 측정 및 평가 방법에 관한 연구 / 조용운, 김세환,
 김세중 2009.7

■ 정책보고서

- 2006-1 2007년도 보험산업 전망과 과제 / 동향분석팀 2006.12
- 2006-2 의료리스크 관리의 선진화를 위한 의료배상보험에 대한 연구 / 차일권, 오승철 2006.12
- 2007-1 퇴직연금 수탁자리스크 감독방안 / 류건식, 이경희 2007.2
- 2007-2 보험상품의 불완전판매 개선방안 / 차일권, 이상우 2007.3
- 2007-3 퇴직연금 지급보증제도의 효율체계에 관한 연구:미국과 영국을 중심으로/ 이봉주 2007.3
- 2007-4 보험고객정보의 이용과 프라이버시 보호의 상충문제 해소방안 / 김성태 2007.3
- 2007-5 방카슈랑스가 보험산업에 미치는 영향 분석 / 안철경, 기승도, 이경희 2007.4
- 2007-6 2008년도 보험산업 전망과 과제 / 양성문, 김진억, 지재원, 박정희, 김세중 2007.12
- 2008-1 민영건강보험 운영체계 개선방안 연구 / 조용운, 김세환 2008.3
- 2008-2 환경오염리스크관리를 위한 보험제도 활용방안 / 이기형 2008.3
- 2008-3 금융상품의 정의 및 분류에 관한 연구 / 유지호, 최원 2008.3
- 2008-4 2009년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 이태열, 신중협, 황진태, 유진아, 김세환, 이정환, 박정희, 김세중, 최이섭 2008.11
- 2009-1 현 금융위기 진단과 위기극복을 위한 정책제언 / 진익, 이민환, 유경원, 최영목, 최형선, 최원, 이경아, 이해은 2009.2
- 2009-2 퇴직연금의 급여 지급 방식 다양화 방안 / 이경희 2009.3
- 2009-3 보험분쟁의 재판외적 해결 활성화 방안 / 오영수, 김경환, 이종욱 2009.3

■ 경영보고서

- 2009-1 기업휴지보험 활성화 방안 연구 / 이기형, 한상용 2009.3
- 2009-2 자산관리서비스 활성화 방안 / 진익 2009.3

■ 연구논문집

- 1호 보험산업의 규제와 감독제도의 미래
/ Harold D. Skipper, Robert W. Klein, Martin F. Grace 1997.6
- 2호 세계보험시장의 변화와 대응방안
/ D. Farny, 전천관, J. E. Johnson, 조해균 1998.3
- 3호 제1회 전국대학생 보험현상논문집 1998.11
- 4호 제2회 전국대학생 보험현상논문집 1999.12

■ 영문발간물

- 1호 Environment Changes in the Korean Insurance Industry in Recent Years :
Institutional Improvement, Deregulation and Liberalization / Hokyung Kim,
Sango Park, 1995.5
- 2호 Korean Insurance Industry 2000 / Insurance Research Center, 2001.4
- 3호 Korean Insurance Industry 2001 / Insurance Research Center, 2002.2
- 4호 Korean Insurance Industry 2002 / Insurance Research Center, 2003.2
- 5호 Korean Insurance Industry 2003 / Insurance Research Center, 2004.2
- 6호 Korean Insurance Industry 2004 / Insurance Research Center, 2005.2
- 7호 Korean Insurance Industry 2005 / Insurance Research Center, 2005.8
- 8호 Korean Insurance Industry 2006 / Insurance Research Center, 2006.10
- 9호 Korean Insurance Industry 2007 / Insurance Research Center, 2007.9
- 10호 Korean Insurance Industry 2008 / Korea Insurance Research Institute, 2008.9

■ Insurance Business Report

- 20호 선진 보험사 재무공시 특징 및 트렌드(유럽 및 캐나다를 중심으로) / 장이규 2006.11
- 21호 지급여력 평가모형 트렌드 및 국제비교 / 류건식, 장이규 2006.11
- 22호 선진보험그룹 글로벌화 추세와 시사점 / 안철경, 오승철 2006.12
- 23호 미국과 영국의 손해보험 직판시장 동향분석 및 시사점 / 안철경, 기승도 2007.7
- 24호 보험회사의 자본비용 추정과 활용: 손해보험회사를 중심으로 / 이경희 2007.7
- 25호 영국손해보험의 행위규제 적용과 영향 / 이기형, 박정희 2007.9
- 26호 퇴직연금 중심의 근로자 노후소득보장 과제 / 류건식, 김동겸 2008.2
- 27호 보험부채의 리스크마진 측정 및 적용 사례 / 이경희 2008.6
- 28호 일본 금융상품판매법의 주요내용과 보험산업에 대한 영향 / 이기형 2008.6
- 29호 보험회사의 노인장기요양 사업 진출 방안 / 오영수 2008.6
- 30호 교차모집제도의 활용의향 분석 / 안철경, 권오경 2008.7
- 31호 퇴직연금 국제회계기준의 도입영향과 대응과제 / 류건식, 김동겸 2008.7
- 32호 보험회사의 헤지펀드 활용방안 / 진익 2008.7
- 33호 연금보험의 확대와 보험회사의 대응과제 / 이경희, 서성민 2008.9

■ CEO Report

- 2006-1 생보사 개인연금보험 생존리스크 분석 및 시사점 / 생명보험본부 2006. 1
- 2006-2 보험회사의 퇴직연금 운용전략 / 보험연구소 2006.1
- 2006-3 생보사 FY2006 손익 전망 및 분석 / 생명보험본부 2006.2
- 2006-4 의무보험제도의 현황과 과제 / 손해보험본부 2006.2
- 2006-5 자동차보험 지급준비금 분석 및 과제 / 자동차보험본부 2006.3
- 2006-6 보험사기 관리실태와 대응전략 / 정보통계본부 2006.3
- 2006-7 자동차보험 의료비 지급 적정화 방안 / 자동차보험본부 2006.3
- 2006-8 자동차보험시장 동향 및 전망 / 자동차보험본부 2006.4
- 2006-9 날씨위험에 대한 손해보험회사의 역할 강화 방안 / 손해보험본부 2006.4
- 2006-10 장기손해보험 상품운용전략 -손익관리를 중심으로- / 손해보험본부 2006.5
- 2006-11 자동차 중고부품 활성화 방안 / 자동차기술연구소 2006.5
- 2006-12 장기간병보험시장의 활성화를 위한 상품개발 방향 / 보험연구소 2006.6
- 2006-13 보험산업 소액지급결제시스템 참여방안 / 보험연구소 2006.7
- 2006-14 생명보험 가입형태별 위험수준 분석 / 리스크·통계관리실 2006.8
- 2006-15 「민영의료보험법」 제정(안)에 대한 검토 / 보험연구소 2006.9
- 2006-16 모기지보험의 시장규모 및 운영방안 / 손해보험본부 2006.9
- 2006-17 생명보험 상품별 가입 현황 분석 / 생명보험본부 2006.10
- 2006-18 자동차보험 온라인시장의 성장 및 시사점 / 자동차보험본부 2006.10
- 2007-1 퇴직연금제 시행 1년 평가 및 보험회사 대응과제 / 보험연구소 2007.4

2007-2	외국의 협력정비공장제도 운영현황과 전략적 시사점 / 자동차기술연구소 2007.4
2007-3	예금보험제 개선안의 문제점 및 과제 / 보험연구소 2007.6
2007-4	자본시장통합법 이후 보험산업의 진로 / 보험연구소 2007.7
2007-5	방키슈랑스 확대 시행과 관련한 주요 이슈 검토 / 보험연구소 2007.11
2007-6	자동차보험 시장변화와 전략적 시사점 / 자동차보험본부 2007.11
2008-1	자동차보험 물적담보 손해를 관리 방안 / 기승도 2008.6
2008-2	보험산업 소액지급결제시스템 참여 관련 주요 이슈 / 이태열 2008.6
2008-3	FY2008 수입보험료 전망 / 동향분석실 2008.8
2008-4	퇴직급여보장법 개정안의 영향과 보험회사 대응과제 / 류건식, 서성민 2008.12
2009-1	FY2009 보험산업 수정전망과 대응과제 / 동향분석실 2009.2
2009-2	퇴직연금 예금보험요율 적용의 타당성 검토 / 류건식, 김동겸 2009.3
2009-3	퇴직연금 사업자 관련규제의 적정성 검토 / 류건식, 이상우 2009.6

정기간행물

■ 계간

- 보험동향
- 보험금융연구
- 보험회사 재무분석

『 도서 회원 가입 안내 』

회원 및 제공자료

	법인회원	특별회원	개인회원	연속간행물 구독회원
연회비	₩ 300,000원	₩ 150,000원	₩ 150,000원	간행물별로 다름
제공자료	<ul style="list-style-type: none"> - 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 	<ul style="list-style-type: none"> - 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 	<ul style="list-style-type: none"> - 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 	<ul style="list-style-type: none"> - 보험금융연구 (년3회) ₩ 30,000)
	<ul style="list-style-type: none"> -연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 보험회사재무분석 	<ul style="list-style-type: none"> -연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 보험회사재무분석 	<ul style="list-style-type: none"> -연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 보험회사재무분석 	<ul style="list-style-type: none"> -보험통계월보 (월간) ₩ 50,000) -보험동향 (계간) ₩ 20,000)
	<ul style="list-style-type: none"> -본인 주최 각종 세미나 및 공청회 자료 -보험통계월보 -손해보험통계연보 	<ul style="list-style-type: none"> -보험통계월보 -손해보험통계연보 	-	

※ 특별회원 가입대상 : 도서관 및 독서진흥법에 의하여 설립된 공공도서관 및 대학도서관

가입문의

보험연구원 도서회원 담당
전화 : (02)3775-9115, 9080 팩스 : (02)3775-9102

회비납입방법

- 무통장입금 : 국민은행 (400401-01-125198)
예금주 : 보험연구원
- 지로번호 : 6360647

가입절차

보험연구원 홈페이지(www.kiri.or.kr)에 접속 후 도서회원이가입신청서를 작성·등록 후 회비입금을 하시면 확인 후 1년간 회원자격이 주어집니다.

자료구입처

서울 : 보험연구원 보험자료실, 교보문고, 영풍문고, 반디앤루니스
부산 : 영광도서

저 자 약 력

류 건 식

전북대학교 경제학 박사, 보험계리사

현 보험연구원 선임연구위원

(E-mail : keon@kiri.or.kr)

장 동 식

고려대학교 이학석사

현 보험연구원 수석연구위원

(E-mail : dsjang@kiri.or.kr)

조사보고서 2009-10

생명보험계약의 효력상실·해약 분석

발 행 일 2009년 8월 일

발 행 인 나 동 민

발 행 처 보 험 연 구 원

서울특별시 영등포구 여의도동 35-4

대표전화 (02) 3775-9000

ISBN 978-89-5710-091-2

정가 10,000