

연구보고서 2010-2

생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형

2010. 5.

황진태 · 이경희

보험연구원

머 리 말

2010년 4월부터 현금흐름방식에 의한 보험료산출체계가 도입되고, 무(無)계약 환급금 상품의 판매가 허용됨에 따라 해지율에 대한 정보의 중요성이 높아졌다. 다른 한편으로는 국제회계기준에서 공정가치 방식에 의해 보험부채를 평가하도록 요구하고 있기 때문에 보험회사를 비롯한 시장에서의 해지율 가정에 대한 니즈가 매우 커졌고 향후에도 그 중요성은 더욱 높아질 것이다.

미국, 캐나다, 영국 등 보험계리 선진국에서는 보험계리사회, 감독당국 및 전문가를 중심으로 주기적으로 상품별 해지율 관련 자료를 추정하여 시장에 제공하고 있다. 우리나라의 경우 여타 기초율 가정에 비해 해지율의 중요성에 대한 인식이 상대적으로 낮았으며 관련 데이터를 산업 차원에서 제시하는 전문기관이 없었기 때문에 이에 대한 연구가 상대적으로 미진하였다.

이에 우리원에서는 생명보험산업 주요 상품에 대한 경과월차별 해지율을 추정하여 제시하고, 해지율 시계열 자료의 특성과 타 거시경제변수와의 관련성 파악 및 해지율 예측을 위해 「생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형」을 발간하게 되었다. 본 보고서는 해지율 정보의 중요성에도 불구하고 이에 대한 기초연구가 미약한 상태에서 산업 전체적으로 신뢰할 수 있는 벤치마크 수준을 제공한다는 측면에서 큰 의의를 갖는다. 이러한 연구 결과가 해지율 가정을 직접적으로 활용하는 일선 보험회사뿐만 아니라 감독당국, 신용평가회사, 증권시장 애널리스트, 보험계약자 등 보험산업을 둘러싼 다양한 이해관계자 모두에게 유용한 정보로 이용되기를 기대한다.

마지막으로 이 보고서의 내용은 연구자 개인의 의견이며, 우리 원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2010년 5월

보 험 연 구 원

원 장 김 대 식

목 차

요약	1
I. 서 론	12
1. 연구의 배경과 필요성	12
2. 선행 연구	14
3. 연구 방법과 구성	20
II. 해지율의 추정 필요성	22
1. 가격산출 목적	22
2. 가치평가 목적	30
III. 상품별 해지율 산출	40
1. 데이터 및 산출 방식	40
2. 상품별 해지율 추정	48
3. 상품별 해지율 비교 및 시사점	79
IV. 해지율 예측 모형	83
1. 데이터 및 방법론	83
2. 단변량 시계열 분석 및 모형 구축	92
3. 다변량 시계열 분석 및 모형 구축	112
4. 분석 결과 요약	130
V. 요약 및 향후 과제	132
1. 요약	132
2. 시사점 및 향후 과제	135
참고문헌	138
부록	142

표 차례

<표 I-1> 해지율 관련 선행 연구 개관	19
<표 II-1> 3이원방식과 현금흐름방식 비교	23
<표 II-2> T100의 해지율 가정과 영향	28
<표 II-3> 예정 해지율 수준별 장기간병보험의 보험료 예시(무해약환급금) 30	
<표 II-4> 주요 제도의 국제적 변화	32
<표 II-5> 국내 손해보험회사의 내재가치 산출 시 유지율 가정(FY2008) ...	36
<표 II-6> 국내 손해보험회사의 내재가치 산출 시 유지율 민감도(FY2008) 37	
<표 III-1> 분석 대상 데이터 특성(가입 연도, 성별, 도달 연령)	43
<표 III-2> 계약일 기준 계약건수 변동 예시	46
<표 III-3> 누적 유지율 추정 예시	46
<표 III-4> 해지율 추정 예시	47
<표 III-5> 종신보험의 경과년수별 누적 유지율 추정	50
<표 III-6> 종신보험의 가입 연도별 누적 유지율 추이	52
<표 III-7> 정기보험의 경과년수별 누적 유지율 추정	54
<표 III-8> 정기보험의 가입 연도별 누적 유지율 추이	57
<표 III-9> 암보험의 경과년수별 누적 유지율 추정	59
<표 III-10> 암보험의 가입 연도별 누적 유지율 추이	62
<표 III-11> 금리 확정형 연금의 경과년수별 누적 유지율 추정	65
<표 III-12> 금리 확정형 연금의 가입 연도별 유지율 추이	67
<표 III-13> 금리 연동형 연금의 경과년수별 누적 유지율 추정	69
<표 III-14> 금리 연동형 연금의 가입 연도별 누적 유지율 추이	71
<표 III-15> 변액 연금의 경과년수별 누적 유지율 추정	76
<표 IV-1> 보험종목별 해지율 기술통계량(1999.12~2008.11)	93
<표 IV-2> 보험종목별 해지율에 대한 단위근 검정(1999.12~2008.11)	97
<표 IV-3> 보험종목별 최적 ARMA 예측 모형	99
<표 IV-4> 종신보험 해지율의 최적 예측 모형	100
<표 IV-5> 금리 확정형 연금 해지율의 최적 예측 모형	101

<표 IV-6> 금리 연동형 연금 해지율의 최적 예측 모형	103
<표 IV-7> 보험종목별 13월차 해지율 기술통계량(2000.12~2008.11)	105
<표 IV-8> 보험종목별 13월차 해지율에 대한 단위근 검정(2000.12~2008.11)	107
<표 IV-9> 보험종목별 13월차 해지율 최적 ARMA 예측 모형	108
<표 IV-10> 종신보험 13월차 해지율의 최적 예측 모형	109
<표 IV-11> 금리 확정형 연금 13월차 해지율의 최적 예측 모형	110
<표 IV-12> 금리 연동형 연금 13월차 해지율의 최적 예측 모형	111
<표 IV-13> 거시변수에 대한 기술통계량(2004.12~2008.11)	112
<표 IV-14> 보험종목별 해지율 단위근 검정(2004.12~2008.5)	114
<표 IV-15> 거시변수 단위근 검정(2004.12~2008.5)	115
<표 IV-16> 종신보험 ADL(p,p) 모형의 공적분 검정	117
<표 IV-17> 종신보험 월별 해지율의 VAR(p) 추정 결과	119
<표 IV-18> 금리 확정형 연금 ADL(p,p) 모형의 공적분 검정	121
<표 IV-19> 금리 확정형 연금의 ADL(p,p) 추정 결과	123
<표 IV-20> 금리 연동형 연금 ADL(p,p) 모형의 공적분 검정	125
<표 IV-21> 금리 연동형 연금의 ADL(p,p)과 VAR(p) 추정 결과	127
<표 IV-22> 보험종목별 해지율의 최적 시계열 예측 모형	131

그림 차례

<그림 II-1> 보험회사의 현금흐름 및 가정	24
<그림 II-2> 현금흐름방식에서의 보험료 산출 과정	25
<그림 II-3> 보험료 산출 시 가정 설정	26
<그림 II-4> 경과년수별 T100 해지율 추이	29
<그림 II-5> 주요 제도 관련 환경 변화	33
<그림 III-1> 해지율 산출 방법 및 고려 사항	44
<그림 III-2> 종신보험의 경과월차별 해지율 추정	49
<그림 III-3> 종신보험의 경과년수별 해지율 추정	49
<그림 III-4> 종신보험의 성별 해지율 추정	51
<그림 III-5> 종신보험의 도달 연령별 해지율 추정	52
<그림 III-6> 정기보험의 경과월차별 해지율 추정	53
<그림 III-7> 정기보험의 경과년수별 해지율 추정	54
<그림 III-8> 정기보험의 성별 해지율 추정	55
<그림 III-9> 정기보험의 도달연령별 해지율 추정	56
<그림 III-10> 암보험의 경과월차별 해지율 추정	58
<그림 III-11> 암보험의 경과년수별 해지율 추정	58
<그림 III-12> 암보험의 성별 해지율 추정	60
<그림 III-13> 암보험의 도달 연령별 해지율 추정	61
<그림 III-14> 금리 확정형 연금의 경과월차별 해지율 추정	63
<그림 III-15> 금리 확정형 연금의 경과년수별 해지율 추정	64
<그림 III-16> 금리 확정형 연금의 성별 해지율 추정	65
<그림 III-17> 금리 확정형 연금의 도달 연령별 해지율 추정	66
<그림 III-18> 금리 연동형 연금의 경과월차별 해지율 추정	68
<그림 III-19> 금리 연동형 연금의 경과년수별 해지율 추정	69
<그림 III-20> 금리 연동형 연금의 성별 해지율 추정	70
<그림 III-21> 금리 연동형 연금의 도달연령별 해지율 추정	71
<그림 III-22> 금리 연동형 연금의 납입 방법별 해지율 추정	73

<그림 III-23> 변액 연금의 경과월차별 해지율 추정	74
<그림 III-24> 변액 연금의 경과년수별 해지율 추정	75
<그림 III-25> 변액 연금의 성별 해지율 추정	76
<그림 III-26> 변액 연금의 도달 연령별 해지율 추정	77
<그림 III-27> 변액 연금의 판매채널 간 해지율 추정	78
<그림 III-28> 상품 종목별 누적 유지율 비교	79
<그림 III-29> 상품 종목별 경과월차별 해지율 비교	80
<그림 IV-1> 시계열 모형의 분류	85
<그림 IV-2> ARMA 모형 추정 방법	89
<그림 IV-3> 종신보험의 해지율 추이(1999.12~2008.11)	94
<그림 IV-4> 금리 확정형 연금의 해지율 추이(1999.12~2008.11)	95
<그림 IV-5> 금리 연동형 연금의 해지율 추이(1999.12~2008.11)	96
<그림 IV-6> 보험종목별 13월차 해지율 추이(2000.12~2008.11)	106

Estimating and Forecasting Models of Lapse Rates in the Life Insurance Industry

It is becoming increasingly significant to estimate lapse rates for the purpose of actuarial valuations since the life insurance industry is faced with adopting the cash flow pricing, lapse-supported products, and international financial reporting standards. Under these circumstances, it is also required to predict the lapse rates accurately for management planning. In this context, the report tries to estimate lapse rates by policy year, and then construct forecast models for them which are useful for the planning.

Using a dataset from the Korea Insurance Development Institute, we calculate lapse rates by policy month for six insurance products: whole life, term life, cancer insurance, fixed annuities, interest-sensitive annuities, and variable annuities. Together with the lapse rates, one of our findings is that the monthly lapse rates for protective insurances such as the first three insurance products have been less than 1 percent ever since the 41st month elapsed. The reason for this is likely that policyholders who do not surrender insurance contracts for a certain period of time generally have no such initial intentions, the so-called automatic policyholder selection. Another is that, owing to the impact of shock lapse on annuities such as the second three products, it is difficult to find stable downward trends in the lapse rates. The other is that the lapse rates in annuities are in general high in order of variable annuities, interest-sensitive annuities, and fixed annuities.

In order to construct forecast models, we make a dataset for time-series analysis with the calculated lapse rates, and then consider univariate and multivariate time series models. The estimation results for the forecast models are as follows: In the univariate analysis for the lapse rates considering all the months elapsed, the best forecast models we got are

the ARMA(6,1), ARMA(6,0), and ARMA(2,7) models for whole life insurance, fixed annuities, and interest-sensitive annuities, respectively, while those for only the 13th month elapsed are the ARMA(1,3), ARMA(1,1), and ARMA(1,1). On the other hand, in the multivariate analysis with some macroeconomic variables, the best models for all the months elapsed are the first-differenced VAR(6) model for both whole life insurance and interest-sensitive annuities, and the ADL(1,1) for fixed annuities. The best multivariate models related to the 13th month elapsed are not provided because the models do not work well as a forecast model.

요 약

1. 연구 목적

- ☐ 현금흐름방식의 가격산출체계, 무해약환급금 상품 및 국제회계기준의 도입을 앞두고 해지율 가정의 중요성이 증대됨.
 - FY2010부터 도입될 예정인 현금흐름방식에서는 해지율 변수를 명시적으로 감안하여 가격을 산출하며, FY2010부터 허용될 무해약환급금 상품 역시 해지 관련 가정이 매우 중요한 요인임.
 - 국제회계기준에서는 공정가치 방식에 의한 부채평가를 근간으로 하기 때문에 해지율 가정에 따라 추정되는 책임준비금 규모가 크게 달라질 수 있음.
- ☐ 본 연구에서는 계리적 목적의 해지율 가정을 산출하기 위해 전체 생명보험 회사의 경험 데이터를 활용하여 상품별·경과기간별 해지율 수준을 추정하고, 해지율 예측 관련 모형을 제시하고자 함.
 - 먼저 종신보험, 정기보험, 암보험, 금리 확정형 연금, 금리 연동형 연금 및 변액 연금 등 대표성이 높은 종목에 대해 경과기간별(월·연간) 해지율을 추정함.
 - 다음으로 주요 종목별로 해지율에 대한 시계열 자료를 활용하여 해지율의 동적 특성을 파악할 수 있는 예측 모형을 구축하고자 함.

2. 상품별·경과기간별 해지율 산출

- ☐ 상품별로 경과기간별 해지율을 산출하기 위해 보험개발원에 집적되어 있는 2000~2008년 보유계약 증감 데이터를 사용함.
 - 상품 구분은 보장성보험과 저축성·투자형으로 분류한 후 각각에 대한 세

부 종목을 포함시킴.

- 해지율은 전월($t-1$) 말에 유지되고 있던 계약이 당월(t) 말 이전에 해지되는 확률을 의미하며 다음과 같은 산식으로 표현됨.

$$\text{당월 해지율}_t = \left(1 - \frac{\text{누적 유지율}_t}{\text{누적 유지율}_{t-1}}\right) \times 100$$

- 해지율 추정은 전 기간 가중 평균 방식을 적용하였는데, 이는 가장 최근 월차에 대해서는 가장 높은 가중치를 부여하고, 그 이전 월차에 대해서는 선형으로 제감하는 가중치를 부여하여 최초 월차의 계약에 대해 1의 가중치를 부여하는 방식임.

가. 종신보험

- 분석 기간 평균 종신보험의 월 해지율은 1.19% 수준으로 추정되며 15개월 경과 시점에서 급증한 후 매우 안정적인 모습으로 하락함.
- 남자 해지율이 1.17%, 여자 해지율이 1.22%로 추정되지만 통계적으로 볼 때 성별 해지율 차이는 존재하지 않는 것으로 나타남.
 - 도달 연령별 해지율은 20대 1.22%, 30대 1.24%, 40대 1.21%, 50대 1.01%로 나타나 30대의 해지율이 가장 높음.

나. 정기보험

- 정기보험의 해지율 패턴도 종신보험과 매우 유사한 양상을 보이지만 절대 수준이 종신보험에 비해 0.61%p 높은 1.80%로 추정됨.
- 성별 해지율은 남자 1.83%, 여자 1.79%로 추정되어 여자가 남자에 비해 해지 성향이 낮은 것으로 나타남.
 - 도달 연령별 해지율은 20대 2.05%로 매우 높고, 30대 1.98%, 40대 1.69%로 나타나 연령이 높아질수록 해지 성향이 낮아짐.

다. 암보험

- 암보험 해지율은 16개월 이후 지속적으로 하락하는 안정적인 모습을 보이며 월 평균 해지율도 종신보험 및 정기보험에 비해 크게 낮은 1.08% 수준으로 추정됨.
 - 경과년수별 해지율도 3차년도에 9.4% 수준으로 낮아지며, 6차년도에는 4.8% 수준으로 낮아짐.
 - 성별 해지율 측면에서는 남자가 1.18%인데 비해 여자는 1.00% 수준으로 나타나 여자가 남자 대비 0.18%p 낮은 것으로 추정됨.
 - 연령별로 살펴보면 20대에는 1.30% 수준이지만, 30대, 40대 및 50대에는 각각 1.18%, 1.04%, 0.87%로 나타나 연령과 암보험 해지율간에는 역관계가 존재하는 것으로 나타남.

라. 금리 확정형 연금

- 금리 확정형 연금의 해지율은 15월차에서 상승한 후 지속적으로 하락하다가 비과세 혜택 부여 기간이 종료되는 61월차 및 85월차 경과 시점에서 다시 상승하는 모습을 보임.
 - 금리 확정형 연금의 9년 경과 후 누적 유지율은 30.8%에 불과한 것으로 나타나 보장성보험에 비해 해지 경향이 높음.
 - 성별 해지율 수준은 남자가 1.28%인데 비해 여자는 1.38%로 나타났으나 통계적으로 유의한 차이는 아님.
 - 도달 연령별 해지율 수준은 20대 1.38%, 30대 1.33%, 40대 1.19%로 낮아짐.

마. 금리 연동형 연금

- 금리 연동형 연금의 해지율도 금리 확정형 연금과 마찬가지로 15월차에서 급증한 후 세제 효과로 인해 2번의 해지 충격(shock lapse)이 발생함.
 - 금리 연동형 연금의 월 평균 해지율은 고정형에 비해 0.25%p 높은 1.57%로 추정됨.
 - 금리 연동형 연금의 해지율이 61월차에 급증한 것은 5년 비과세 요건을 만족시킨 계약의 해지 때문이며 다시 85월차에 크게 상승한 것은 7년 요건을 충족시킨 계약자의 해지 때문임.
 - 성별 해지율 수준은 남자가 1.42%인데 비해 여자는 1.73%로 나타나 여자의 해지 성향이 더 높으며, 도달 연령이 높아질수록 해지율 수준은 낮아지는 것으로 나타남.
 - 납입방법별로 살펴보면 일시납과 분할납간 뚜렷한 차이가 존재하는 것으로 나타나는데 일시납의 경우 매 1년이 경과하는 시점에서 해지율이 소폭 상승하며 5년과 7년 경과 시점에서는 급등함.

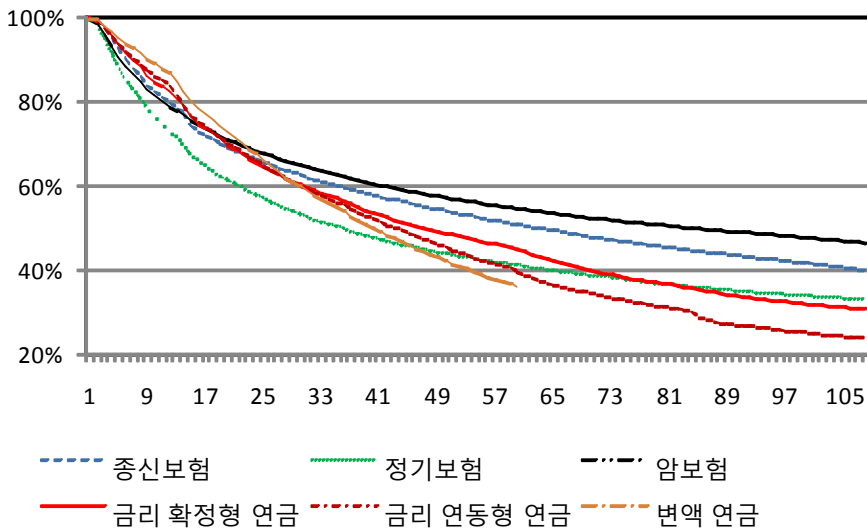
바. 변액 연금

- 변액 연금은 2002년 이후에야 판매되었기 때문에 60월차까지만 해지율을 산출하였는데 월 평균 1.54% 수준으로 추정됨.
 - 경과년도 기준으로 볼 때 1차년도 해지율이 14.0%이며 2차년도 들어 24.8%로 높아지고 이후에도 20%대에 근접한 수준을 보임.
 - 계약 체결 5년 후 누적 유지율이 36.0% 수준에 불과할 정도로 해지 경향이 높은 것으로 나타남.
 - 분할납 계약에 대한 판매채널별 차이를 살펴보면 1년 미만 시점에서는 방카슈랑스 채널의 해지율이 높은 반면, 1년 경과 이후에는 설계사·대리점의 해지율이 더 높은 것으로 나타남.

사. 상품별 해지율 비교

- 6개 종목에 대한 경과월차별 누적 유지율은 서로 다른 특징을 보임.
- 정기보험을 제외한 종신보험과 암보험의 누적 유지율이 연금보험보다 높은 것으로 나타남.
 - 종신·암보험과 연금보험을 비교해 보면, 계약 초반인 20월차까지는 연금보험의 유지율이 소폭 높게 나타남.
 - 81월차 이후에는 암보험이 가장 높고, 종신보험, 정기보험, 금리 확정형 연금 및 금리 연동형 연금 순으로 나타남.

<그림 요약-1> 상품 종목별 누적 유지율 비교

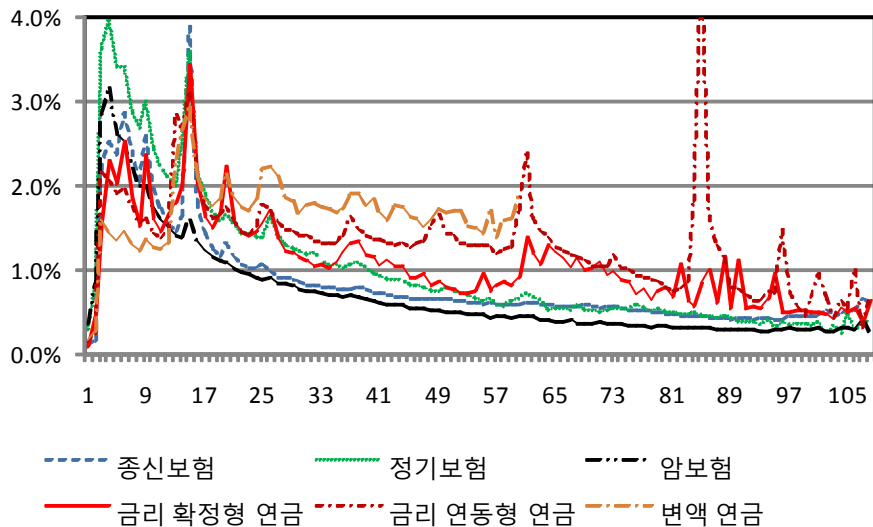


- 해지율 수준 및 패턴 역시 상품별로 달리 나타나는데 보장성보험의 경우 기간이 경과될수록 해지율이 감소하는 안정적 추이를 보이는 반면, 연금은 기간의 경과에도 불구하고 변동성이 높은 것으로 나타남.
- 보장성보험의 경우 41차월 이후 월 해지율이 1.0% 미만으로 낮아지는 반면, 연금보험의 경우 해지 충격으로 인해 안정적으로 낮아지는 추세를 받

견하기 어려움.

- 보장성보험의 경우 가입 후 일정 기간 동안 해지하지 않는 계약자들은 해지 의향이 크게 낮아지는 자동적인 계약자 선택(automatic policyholder selection) 현상이 나타남.
- 연금상품 중에서는 변액 연금의 해지율이 가장 높고, 금리 연동형 및 금리 확정형 순으로 높음.

<그림 요약-2> 상품 종목별 해지율 비교



□ 해지율의 동적 특성에 대한 이해를 높이기 위해 시계열 자료를 기반으로 예측 모형을 구축하고자 함.

- 보험회사의 유동성 및 수익성 측면에서 해지율의 동적 특성을 이해하는 것은 매우 중요함.
- 예측 모형 분석을 통해 거시경제 요인의 변동이 해지율 변동에 미치는 영향의 정도를 파악함으로써 해지율 관련 수요자들에게 더 많은 정보를 제공할 수 있음.

3. 해지율 예측 모형

가. 방법론

- 상품별 데이터를 기반으로 시계열 자료인 월별 해지율 자료를 계산한 후 단변량 및 다변량 시계열 모형 개발을 시도함.
 - 상품의 특성 및 가용한 시계열 데이터의 충분성 등을 고려하여 분석대상 종목을 중신보험, 금리 확정형 및 연동형 연금에 한정함.
 - 모든 경과월차를 고려한 해지율(이하 해지율) 뿐만 아니라 13월차 해지율에 대한 예측 모형 구축도 시도함.
- 시계열 예측 모형의 구축 방법으로는 먼저 시계열 자료의 안정성(stationarity)을 검정한 후 단변량 분석에는 ARMA 모형, 다변량 분석에는 공적분 관계의 여부에 따라 자기시차분포(ADL) 모형이나 (차분) 벡터자기 상관모형(VAR)을 기본 모형으로 사용함.
 - 단변량 분석에서는 최적 예측 모형 선택과정인 ARMA(p, q) 모형 차수 p 와 q 의 결정에 있어 기준이 되는 적합성 검정 통계량으로 RMSE(Root Mean Square Error), RMSPE(Root Mean Square Percentage Error), MAE(Mean Absolute Error), MAPE(Mean Absolute Percentage Error)를 사용함.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} (\hat{y}_t - y_t)^2}$$

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} \left(\frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right)^2}$$

$$MAE = \frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} |\hat{y}_t - y_t|$$

$$MAPE = \frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$$

- 다변량 분석에는 공적분(cointegration) 관계의 유무에 따라 ADL 또는

(차분) VAR 모형을 선택하게 되는데, 이 경우에도 선택된 $ADL(p,p)$ 또는 $VAR(p)$ 의 차수 p 를 결정함에 있어 상기한 RMSE, RMSPE, MAE, MAPE가 그 기준으로 사용됨.

나. 단변량 분석 결과

- 단변량 분석 모형에서 보험종목별 단위근 검정 결과 분석 대상이 된 3개 보험종목 모두에서 단위근이 존재하는 1차 적분(I(1))과정을 따르는 것으로 나타남.
 - 단위근 검정 결과 보험종목별 해지율과 13월차 해지율 모두 수준변수는 단위근이 존재하고 차분변수는 안정 시계열인 것으로 판단됨.
 - 이에 따라 ARMA 모형 추정 시 차분변수를 이용함.
- ARMA 모형 추정 결과 종신보험의 해지율은 ARMA(6,1), 13월차 해지율은 ARMA(1,3)이, 금리 확정형 연금의 해지율은 ARMA(6,0), 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이, 금리 연동형 연금의 해지율은 ARMA(2,7), 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이 최적 예측 모형으로 선택됨.
 - 상기 3개 보험종목별 해지율 및 13월차 해지율 관련 최적 예측 모형으로 선택된 ARMA 모형 모두는 RMSPE와 MAPE가 10%를 하회함에 따라 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단됨.

다. 다변량 분석 결과

- 다변량 분석 모형에서는 분석대상 표본기간 동안 해지율, 13월차 해지율, 거시변수 모두 단위근을 갖는 1차 적분(I(1))인 것으로 나타남.
 - 공적분 검정 결과 종신보험의 해지율은 거시변수와 공적분 관계가 존재하지 않았고, 금리 확정형 및 연동형 연금은 공적분 관계가 일부 존재함.
 - 그 결과 종신보험에는 차분 VAR 모형을, 금리 확정형 및 연동형 연금에는 ADL 모형을 기본 모형으로 사용하였으나, 금리 확정형 및 연동형 연금에 공적분이 존재하지 않는 차수도 존재하여 차분 VAR 모형도 함께

검토하였음.

- 13월차 해지율에서는 보험종목 모두 거시변수와 공적분 관계가 존재하여 ADL 모형을 기본 모형으로 사용하였으나, 그럼에도 불구하고 최적 예측 모형 탐색 목적을 위해 차분 VAR 모형도 사용하였음.
- 추정 결과 해지율에 대한 최적 예측 모형으로 종신보험은 차분 VAR(6)이, 금리 확정형 연금은 ADL(1,1)이, 금리 연동형 연금은 차분 VAR(6)이 선택됨.

<표 요약-1> 보험종목별 해지율의 최적 시계열 예측 모형

보험종목		최적 시계열 예측 모형	
		단변량 ¹⁾²⁾	다변량
해지율	종신보험	ARMA(6,1)	VAR(6) ²⁾
	금리 확정형 연금	ARMA(6,0)	ADL(1,1)
	금리 연동형 연금	ARMA(2,7)	VAR(6) ²⁾
13월차 해지율	종신보험	ARMA(1,3)	--
	금리 확정형 연금	ARMA(1,1)	--
	금리 연동형 연금	ARMA(1,1)	--

주 : 1) 계절성이 고려된 ARMA(p,q) 모형임.

2) 차분변수를 사용하였음.

- 최적 모형으로 선택된 해지율 예측 모형의 추정 결과를 살펴보면 종신보험은 이자율 가설, 인플레이션 가설, 긴급자금 가설, 금리 확정형 연금은 이자율 및 긴급자금 가설, 금리 연동형 연금은 3개 가설 모두를 지지하는 것으로 나타남.
- 종신보험과 금리 확정형 연금의 경우 차분 VAR(6)과 ADL(1,1)의 결정계수(R^2)가 각각 89.1%, 80.6%를 기록하여 90% 수준에는 다소 미치지 못하였으나 추정 적합도가 낮지는 않은 것으로 판단됨.
- 아울러 이들 종목의 RMSPE와 MAPE가 10%를 하회함에 따라 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단됨.
- 금리 연동형 연금의 경우는 차분 VAR(6)의 R^2 가 90%를 상회하고 MAPE가 8.5%를 기록함에 따라 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단됨.

- 반면, 보험종목별 13월차 해지율에 대한 예측 모형 추정 결과가 전반적으로 R^2 가 낮거나 RMSPE와 MAPE가 10%를 상회함에 따라 13월차 해지율 예측 모형을 제시하기는 어려움.

4. 요약 및 향후 과제

- 경과월차에 따른 해지율 추정 결과 해지율의 절대 수준은 상품별 특성이 반영되어 상품 간 차이가 존재하고 기간 경과에 따른 변화 양상도 상이한 특성을 보임.
 - 종신·정기·암과 같은 보장성보험의 경우 기간이 경과될수록 해지율이 감소하는 안정적인 추이를 보이는 반면, 금리확정·금리연동·변액 등 연금보험의 경우에는 변동성이 높은 것으로 나타남.
- 시계열 모형 추정 결과 종신보험의 해지율은 ARMA(6,1)과 차분 VAR(6), 13월차 해지율은 ARMA(1,3)이, 금리 확정형 연금의 해지율은 ARMA(6,0)과 ADL(1,1), 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이, 금리 연동형 연금의 해지율은 ARMA(2,7)과 차분 VAR(6), 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이 최적 해지율 예측 모형으로 선택됨.
- 본 연구는 국내에서 처음으로 주요 생명보험 종목에 대해 경과월차별 해지율을 추정하고, 시계열 자료를 활용한 예측 모형을 제시하였다는 측면에서 의의가 있음.
 - 생명보험산업 전체를 대상으로 한 경과월차별 해지율 추정치가 존재하지 않은 상태에서 본 연구를 통해 추정치를 제공함.
 - 장래 불확실한 경영환경에 대비한 예측 모형의 중요성을 인식하고 관련 모형을 탐색하여 최적 예측 모형을 구축함으로써 보험산업의 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공할 수 있을 것임.
- 그럼에도 불구하고 본 연구를 진행하는 과정 및 결과 측면에서 다음과 같은 한계점이 존재함.
 - 활용한 데이터가 해지율 추정을 목적으로 집적된 개별 데이터(policy

level)가 아니라 보유 및 해지 계약건수를 합산한 데이터이므로 구체적인 상품 설계 및 계약자 특성을 반영하지 못함.

- 경과기간 9차년도(108차월)까지만 분석이 이루어져 실무적 활용 측면에서 제한적임.
- 해지율 예측 모형을 구축함에 있어서도 미진한 부분이 존재함.
 - 단변량 분석에서 예측 모형을 ARMA 모형으로 한정함.
 - 다변량 분석에서 13월차 해지율에 대한 예측 모형을 제시하지 못함.
 - 또한 데이터의 한계로 해지율의 고유한 특징을 제거하지 못함으로써 거시변수와의 유의한 관계를 충분히 밝히지 못함.
- 해지율 정보의 중요성에도 불구하고 이에 대한 국내 연구는 매우 미약한 수준이므로 향후 동 분야에 대한 지속적인 연구가 필요함.
 - 신뢰할 수 있는 해지율 수준을 추정하기 위해서는 우선적으로 산업차원에 서 해지율 관련 기초통계 집적이 이루어져야 함.
 - 해지율 예측 모형 구축에 있어서도 좀 더 다양한 모형 설정과 검정을 통해 보다 정밀하고 예측력이 높은 모형 개발이 필요함.
 - 향후 높아지는 해지율 관련 수요를 충족시키기 위해서는 감독당국과 보험계리사회, 보험 관련 연구진 등 전문가 집단의 활발한 연구 활동이 지속되어야 할 것임.

I. 서론

1. 연구의 배경과 필요성

보험계약자는 상법 및 보험약관¹⁾에 의거하여 원칙적으로 언제든지 계약을 중도에 임의로 해지할 수 있다.²⁾ 따라서 보험회사가 해지와 관련한 계약자의 행동을 이해하는 것은 경영 측면에서 매우 중요하다. 계약이 실효·해지되면 신계약비, 언더라이팅 비용, 증권 발행 비용 등에 소요된 초기 사업비를 회수할 수 없게 되어 손익에 부정적 영향을 주게 되며, 위험집단의 사망률·입원을 등 위험률 측면에서도 역선택이 우려된다. 일반적으로 건강 상태가 양호하지 못한 계약자는 해지 유인이 높지 않은 반면 건강 상태가 양호한 계약자는 상대적으로 해지 유인이 높기 때문에 예상보다 해지율이 높아질 경우 보험회사에게는 당초 예상한 보험금보다 더 많은 지출이 발생할 가능성이 높아진다.

또한, 계약 초기 해지는 보험회사의 유동성을 악화시킬 수 있다. 대부분의 보험회사들은 해약환급금에 해당하는 책임준비금을 적립하고 있지만 계약자가 일시에 해지 옵션을 행사할 경우 유동성 문제가 야기될 수 있다. 경제 여건이 양호하지 못한 상황에서 보험회사가 해약환급금을 지급하기 위해서는 보유자산을 시장가치 이하로 처분해야 하기 때문에 재무여건이 악화될 수도 있는 것이다. 미국의 경우 1980년대에 과도한 해지 현상이 발생하여 보험회사의 유동성 위기를 초래하였으며, 우리나라의 경우에도 1990년대 말 외환위기로 인해 해지율이 급등하는 사태를 경험한 바 있다.

2000년대 들어서는 회계제도 변경, 새로운 가격산출방식 도입, 내재가치 활용 등 보험산업을 둘러싼 제반 환경 변화로 인해 해지와 관련된 특성을 정확하게 이해해야 할 필요성이 높아지고 있다. 감독당국에서는 2010년 4월부터 보험 가격을 산출하는 방식으로 현금흐름방식(cash flow pricing)을 적용하며, 오랜 논의가 진행되어 온 국제회계기준(IFRS: International Financial Reporting

1) 상법 제649조, 생보·장기손보 표준약관 제6조

2) 가입자가 생존할 경우에만 연금 급여를 지급하는 연금보험의 경우 연금 지급이 개시된 이후(제2보험기간)에는 임의 해지할 수 없다.

Standard)도 최종안이 확정되면 적용할 예정이다.

현금흐름방식에서는 기존 3이원방식에서 명시적으로 고려하지 않았던 해지율 변수를 명시적으로 감안하여 가격을 산출하게 되고, 공정가치방식에 의한 부채 평가를 근간으로 하는 국제회계기준에서는 시장의 해지율 가정(lock-out lapse rate assumptions)을 적용하게 된다. 이는 해지율 가정을 어떻게 설정하느냐에 따라 보험료 수준 및 책임준비금 추정 금액이 크게 달라질 수 있음을 의미한다. 이와 같이 보험회사의 가격산출 및 가치평가 체계가 근본적으로 변경될 경우 새로운 제도의 연착륙을 위해서 해지율 관련 정보를 파악하는 것이 매우 중요하다.

상품개발 측면에서도 해지율 가정은 중요하다. 향후 상품 경쟁력을 높이기 위해 주력 계층·판매채널 등 특정 부문에 특화된 상품을 개발하고자 한다면 해지율에 대한 정교한 가정이 필요하다. FY2010부터 허용될 예정인 無해약환급금 상품(lapse-supported product) 역시 소기의 목적을 달성하기 위해서는 정교한 경과기간별 해지율 가정이 필수적이다.

이러한 환경변화에도 불구하고 우리나라에서 생명보험 계약에 대한 해지율 연구는 산발적으로 존재할 뿐 보험종목·고객 특성별로 세분해서 해지 행동을 분석한 연구는 매우 제한적이다. 이에 본 연구에서는 향후 제도 변화에 따라 시장(보험회사, 감독당국, 증권 애널리스트, 신용평가회사 등)에서 필요로 하는 정보를 충족시키기 위해 전체 생명보험회사의 경험 통계를 활용하여 보험종목별·경과기간별로 해지율을 산출하여 제시하고자 한다. 이러한 정보는 개별 보험회사의 자사 실적과 산업 평균 간 비교 목적으로 활용될 수 있을 뿐만 아니라 감독당국 및 증권분석·신용평가 부문에서도 보험산업의 벤치마크 지표로서 활용될 수 있을 것이다.

한편, 과학기술의 발전에도 불구하고 보험산업이 직면하고 있는 불확실성은 줄어들고 있지 않다. 특히, 해지율 관련 예측 모형에 대한 연구 미흡으로 인해 해지율 관련 불확실성은 보험회사의 경영계획 및 관리를 여전히 어렵게 만들고 있다. 따라서 본고에서는 경과기간별 해지율 추정에서 더 나아가 해지율에 대한 예측 모형을 제시하고자 한다. 해지율 수준은 자신의 과거 값뿐만 아니라 각종 거시경제변수와도 관련성을 갖기 때문에 이들 변수들과의 상관관계를 파

악하고 예측 모형을 구축함으로써 해지율 변동을 초래하는 거시변수에 대한 이해를 높이고 해지율 예측치를 구함으로써 보험회사의 경영계획 수립 및 관리에 도움이 되고자 한다. 즉, 이러한 연구를 통해 보험회사의 해지율 예측 및 관련 리스크관리, 현금흐름 추정 및 경영전략 수립 등에 필요한 유익한 정보를 제공할 수 있을 것이다.

2. 선행 연구

해지율 관련 선행 연구는 경과기간별로 해지율 수준을 추정하는 분야와 회귀분석 모형으로 구분할 수 있다. 데이터 측면에서 볼 때는 특정 계약의 인구-사회적 특성 및 상품설계 측면의 특성을 파악할 수 있는 개별(policy level) 데이터를 활용한 연구와 개별 계약의 특성을 파악할 수 없는 시계열 자료를 활용한 분석으로 나누어진다.

가. 경과기간별 해지율 산출

경과기간별 해지율은 주로 보험가격산출 및 부채평가 등 계리적 목적으로 산출되며 해지율 수준 및 패턴이 상품별로 큰 차이를 보이기 때문에 보험종목별로 구분해서 추정된다. 이들 분야는 주로 관련 데이터를 입수할 수 있는 보험계리사회나 감독당국을 통해 이루어지고 있다.

미국의 경우 생명보험계리사회(SOA: Society of Actuary)와 생명보험마케팅협회(LIMRA: Life Insurance Marketing Research Association) 합동 작업반에서 다양한 계약 특성 및 상품 요인을 고려하여 주기적으로 해지율을 추정한다. 동 작업반에서는 종신보험, 정기보험, 유니버설보험, 변액 유니버설보험, 장기간병보험에 대한 해지율 수준을 경과기간별로 추정하여 보험산업을 둘러싼 이해관계자에게 제공한다. 이들 기관에서는 표본으로 선정한 보험회사의 개별 계약을 대상으로 계약의 구체적 특성을 고려하여 해지율 수준을 추정한다.

장기간병보험의 해지율 추정 결과를 예로 들면 다음과 같다(LIMRA &

SOA, 2006). 초년도 해지율이 가장 높고 이후에는 감소하는 추이를 보이며, 보험가입금액이 낮은 계약의 해지율이 높은 것으로 나타났다. 또한, 급부 설계 측면에서는 자동적으로 인플레이션에 연계되는 옵션이 부여된 상품의 해지율이 더 낮은 것으로 나타났으며, 판매채널 측면에서는 전속채널이 독립채널보다 초기 해지율이 낮은 것으로 나타났다. 합동 작업반에서는 이러한 현상을 판매채널에 대한 수당 구조, 판매채널의 서비스 수준 및 판매 시점의 정보 전달 능력 등의 차이로 해석하였다.

미국에서는 베이비 붐 세대의 퇴직이 임박함에 따라 2000년 이후 거치연금의 유지율에 대해서도 분기 및 연간 조사를 실시하여 상품유형, 시장형태(개인/퇴직연금), 판매채널, 해지 수수료 부과 여부 등을 기준으로 해지율을 추정하여 발표하고 있다. LIMRA가 2006년 발표한 자료에서는 2002~2004년 거치연금 유지율을 변액 연금, 확정 연금, 확정기여형 퇴직연금으로 구분하여 분석하였다. 경과기간별 해지율 추정의 기초 요인으로서 해지수수료 부과 기간, 비용 구조, 연령·성 등 계약자의 특성, 최저생존급부의 내가격³⁾ 진입 여부 등 상품 특성, 판매채널, 판매수수료 규모 등을 감안하였다.

캐나다에서도 미국과 마찬가지로 계리사회(CIA: Canadian Institute of Actuaries)가 주축이 되어 해지율 정보를 주기적으로 제공하고 있는데, 특히 캐나다의 경우 독특한 경험으로 인해 무해약환급금 상품에 대한 관심이 높다. CIA에서 무해약환급금 상품의 경험 해지율을 분석한 결과 실제 해지율이 예상한 해지율보다 상당히 낮은 것으로 나타나 가격산출 시 보수적으로 해지율을 설정하는 것이 중요함을 시사 하였다. 개인별 특성 측면에서는 연생(joint last to die), 비흡연자, 고연령 가입자, 월납 계약자, 고액 계약자일수록 해지율 수준이 낮은 것으로 나타났다.

미국·캐나다와 달리 영국에서는 금융감독당국(FSA: Financial Services

3) 최저보증 옵션이 부가된 변액 연금은 보험회사가 보증이라는 풋옵션을 계약자에게 매도한 것으로 볼 수 있는데 풋옵션의 기초자산가격에 해당하는 것은 계약자적립금이며, 풋옵션의 행사가격에 해당하는 것은 최저보증금액이다. 계약자적립금이 최저보증금액보다 작은 내가격(in-the-money) 상태에서는 계약자가 권리를 행사하면 풋옵션의 가치인 “최저보증금액-계약자적립금”과 “계약자적립금”을 수령하므로 전체 지급받는 금액은 “최저보증금액”이 된다.

Authority)에서 산업 전체 데이터를 집적하여 유지율 관련 정보를 제공하고 있다. 이는 소비자를 공정하게 대우해야 한다는 취지에서 비롯된 것으로 FSA에서는 유지율이라는 지표를 통해 보험상품 판매에 대한 소비자의 만족도 및 보험회사의 서비스 질을 평가한다.⁴⁾ 2000년 이후 FSA에서는 영국의 경험 통계를 활용하여 판매채널 및 불완전 판매 등의 요인이 해지율에 어떤 영향을 주는지에 대해 주기적으로 분석하고 있다.

예를 들면, FSA에서 2007년에 발표한 유지율 자료는 2002~2005년에 판매된 계약을 대상으로 산출한 것이다. 감독당국에서 유지율 정보를 시장에 제공함으로써 소비자, 판매채널, 기업평가 및 연구 관련 종사자들이 판단 자료로 활용하도록 하며 보험회사들은 산업 평균 대비 자사의 경험 실적을 비교할 수 있도록 한다. 분석을 위해 상품 및 판매채널을 구분하는데, 상품은 생사혼합, 종신, 기타, 개인 퇴직연금, 기타 퇴직연금 등으로 구분하며, 판매채널은 1사 전속(single tie), 독립 자문가(IFA: independent financial advisor), 복수 회사 소속(multi-tie), 기타 등으로 구분한다. 유지율 분석 결과 판매채널간 체계적인 유지율 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 예를 들어 독립 자문가의 유지율이 전속채널보다 높은 것으로 나타났는데 연구진은 두 채널 간 차이를 자문의 질과 주력으로 판매하는 소비자 계층의 차이에서 비롯된 것으로 해석하였다. 즉, 전속채널이 대상으로 하는 계약자는 실업, 소득 감소 등 외부 충격에 취약한 저소득 계층인데 비해 독립 자문가는 고소득 계층을 대상으로 투자형 상품을 판매하기 때문에 상대적으로 양호한 유지율이 가능하다는 것이다.

나. 해지율 분석 모형

경과기간별 해지율 수준 추정과 달리 해지율 관련 분석 모형은 주로 개별 연구자 중심으로 이루어졌다. 계약의 개별 특성에 대한 정보를 파악할 수 있는 개별 데이터를 활용할 경우 로짓(logit) 모형과 같은 이항 종속 변수 모형을 사

4) 판매의 질 하락→고객 만족도 저하→유지율 저하(해지율 증가)로 이어질 수 있다. 그러나 개인적 사정에 의한 해지도 존재할 것이므로 해지율 자료는 판매의 질에 대한 참고 자료일 뿐 완벽한 지표라고 볼 수는 없을 것이다.

용하는 것이 일반적이다(Kim, 2005 & 2006; LIMRA, 2006; Smith, 2004). 반면, 시계열 모형에서는 전체 합산된 해지율을 종속변수로 두고 금리, 실업, 경제성장 등 여타 변수가 해지율에 미치는 영향을 파악하는데 주력한다(최영목·최원, 2008; 류건식·장동식, 2009; Kuo et al., 2003).

국내의 대표적 선행 연구인 Kim(2005, 2006)은 1997~2000년 대형 생명보험회사인 A사의 경험 데이터를 대상으로 분석하였다. 대상 종목은 보장성보험, 생사혼합보험, 교육보험, 금리 연동형 및 금리 확정형 연금보험으로 구분하였다. 개별 계약을 대상으로 한 결과, 금리 연동형 연금보험의 해지율을 설명하는 데 유의한 설명변수로는 금리 스프레드(시장금리-해당 계약의 예정이율), 경과년수, 외환위기(IMF) 여부, 실업률, 경제성장률 및 월별 계절효과로 나타났다. 모형 측면에서는 보장성보험, 교육보험, 연금보험의 해지율 추정은 로짓과 complementary log-log 모형⁵⁾이 arctangent 모형보다 우수하나, 생사혼합보험의 경우 모형간 우위를 식별하기 어려운 것으로 나타났다.

LIMRA(2006) 분석에서는 어떤 요인이 해지 행동을 가장 잘 설명하는지를 규명하기 위해 수수료·판매채널·경과년수 등과 같은 요인들을 설명변수로 두고 보험종목별 해지 여부를 종속변수로 두어 로짓 모형으로 2004년 해지율을 추정하였다. 추정 결과, 변액 연금보험의 해지율에 양(+)의 영향을 주는 요인은 해지수수료 부과 기간, 독립채널 판매, 경과년수이며 음(-)의 영향을 미치는 요인은 수수료 규모와 성별인 것으로 나타났다.

최영목·최원(2008)은 FY1998 1/4분기~FY2008 1/4분기 국내 시계열 자료를 활용하여 주요 경제변수가 생명보험 종목별 해지율에 미치는 영향을 분석하였다. 보험종목은 생존보험, 사망보험 및 생사혼합보험으로 구분하였으며, 경제변수로는 GDP성장률, 처분가능소득증가율, 실업률, 회사채수익률, CD유통수익률 및 물가상승률을 고려하였다. 분석 결과 3가지 상품에 대한 해지율은 긴급자금 가설(emergency fund hypothesis)⁶⁾과 이자율 가설⁷⁾이 지지되는 것으로 나타났다.

5) $\log(-\log(1-q_s)) = \beta_0 + \beta_1 V_1 + \dots + \beta_n V_n$, q_s =해지율

6) 실업률이 증가하여 개인이 재무적 곤경에 처할 경우 보험계약을 해지하여 현금을 활용할 것이라는 가설이다.

7) 시장이자율이 상승하여 다른 금융자산에 투자하는 것이 상대적으로 유리할 경우 보험계약을 유지하면 기회비용이 증가하기 때문에 해지율이 증가한다는 가설이다.

류건식·장동식(2009)의 연구에서는 2000~2007년 3개 생명보험회사의 경험 통계를 활용하였다. 이들은 금리 확정형 보장성보험과 금리 연동형 연금보험에 대한 해지율을 시계열 기준으로 산출한 후 실업률, 이자율 변수와 해지율 간 회귀모형을 추정하였다. 추정 결과 1개월전 해지율, 실업률 및 이자율 변수가 금리 확정형 보장성보험의 해지율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Kuo et al.(2003)은 1951~1998년 미국 시계열 데이터를 활용하여 생명보험산업의 해지율과 이자율, 실업률 간 실증분석을 하였다. 공적분 모형을 사용해서 추정한 결과 이자율이 실업률보다 해지율에 미치는 영향이 더 크다는 것을 입증하였다. 실업률은 장·단기 모두 해지율에 영향을 미치는 반면, 이자율은 장기 해지율 변동을 유발하는 것으로 나타났다. 그러나 오차수정모형으로 추정한 충격반응분석 결과에서는 해지율의 동태성에 미치는 전반적인 효과 측면에서 볼 때 이자율이 실업률을 압도하는 것으로 나타났다. 즉, 해지율의 동태성을 설명하는 데 이자율이 실업률보다 더 유의한 변수라는 것이다.

Smith(2004)는 LIMRA(2006)과 마찬가지로 경과기간별 해지율 산출과 해지율 관련 모형을 동시에 분석하였다. 동 연구에서는 영국 보험회사의 합산 데이터와 가계 패널 데이터(BHPS: British Household Panel Survey)를 사용하여 연금상품의 해지율을 비교분석하였다. 먼저 합산 데이터를 활용하여 보험상품별·판매채널 간 1~4차년도 유지율을 상호 비교하였다. 양로보험, 종신보험 및 개인 퇴직계좌의 유지율 수준을 비교한 결과 양로보험 유지율이 가장 높고 개인퇴직계좌가 가장 낮은 것으로 나타났다. 경과년도별로 각 상품의 유지율 양상이 달리 나타남에 따라 해지율은 거시적 환경 요인 외에 미시적 요인도 중요하게 작용함을 시사하였다. 가족 구성, 실업, 소득 등과 같은 미시적 요인을 고려하기 위해 1992~2000년 가계 패널 데이터를 활용하였다. 분석 결과 합산 데이터에서는 실업률과 해지율 간 유의한 관련성이 나타나지 않았으나⁸⁾, 가계 데이터에서는 양자 간 관계가 중요한 것으로 나타났다. 그러나 패널 분석 결과에서도 30% 정도는 설명할 수 없는 요인에 의해 해지가 이루어지는 것으로 나타났다.

이상에서 살펴본 해지율 관련 선행 연구의 연구 분야(경과기간별 해지율 산출 또는 해지율 관련 분석 모형), 사용 데이터 및 상품 구분에 대한 내용을 정

8) 양자 간 관련성은 단기간 시계열 데이터에서 포착하기 어렵기 때문일 것이다.

리하면 <표 I -1>과 같다. 앞서 언급한 바와 같이 국내 연구는 주로 해지율 관련 분석 모형 중심으로 이루어졌으나, 미국, 캐나다, 영국 등 보험선진국의 경우에는 분석 모형뿐만 아니라 경과기간별 해지율 산출에 대한 연구도 활발함을 알 수 있다.

<표 I -1> 해지율 관련 선행 연구 개관

연구	경과기간별 해지율 산출	해지율 관련 분석 모형	데이터	상품 구분
LIMRA · SOA (2006, 2008)	○	×	미국 43개사의 개별 계약	종신, 정기, 유니버설, 변액 유니버설, 장기 간병
FSA(2007)	○	×	FSA가 감독하는 영국 보험회사의 계약 2002~2005년	생사혼합, 종신, 기타, 개인형 퇴 직연금, 기타 퇴 직연금
CIA(2007)	○	×	캐나다 10개사 1999~2004년	정기보험(무해약 환급금)
Kim (2005, 2006)	×	로짓 모형 등	한국 대형 1개사 의 개별 계약 1997~2000년	보장성, 생사혼 합, 교육, 금리 확정형, 금리 연동형 연금
최영목 · 최원 (2008)	×	시계열 모형	국내 생명보험 시계열 자료 FY'98.1/4~ FY'08.1/4분기	생존, 사망, 생사 혼합
류건식 · 장동식 (2009)	×	시계열 모형	국내 3개사의 보 유계약 증감 데 이터 2000~2007년	금리 확정형 보장성, 금리 연동형 연금
Kuo et al. (2003)	×	시계열 모형	미국 보험회사의 48개 연간 해지 율, 실업률 및 이 자율 1951~1998년	상품 구분 없음
LIMRA(2006)	○	로짓 모형	미국 26개사의 개별 계약 2002~2004년	변액 연금, 확정 연금, 확정기여형 퇴직연금
Smith(2004)	○	다중회귀모형 패널분석	FSA의 보험회사 데이터 및 영국 가계 패널 1992~2000년	양로, 종신, 기타, 개인형 퇴직연금

3. 연구 방법과 구성

선행 연구에서 살펴본 바와 같이 국내에서는 상품별·경과기간별 해지율 추정과 관련된 연구보다는 시계열 분석이 더 활발하다. 이는 지금까지는 계리적 목적으로 해지율을 추정할 필요성이 크게 대두되지 않았기 때문이며 다른 한편으로는 개별 연구자가 경과기간별 데이터를 입수하기 어렵기 때문으로 이해된다. 이에 비해, 해지율 가정에 대한 활용도가 높은 미국, 캐나다, 영국 등 보험 선진국에서는 동 분야에 대한 분석이 활발하며 특정 전문가 단체 및 감독당국에서 주기적으로 분석하여 발표하고 있다. 본고에서는 우리나라 생명보험산업의 해지율 관련 정보에 대한 다양한 니즈를 충족시키기 위해 경과기간별 해지율 추정과 모형 관련 작업을 동시에 진행하기로 한다.

먼저 경과월차별 경험통계 분석을 통해 우리나라 전체 생명보험산업의 해지율 특성을 분석하고자 한다. 리스크 요인별로 경과기간별 해지율을 추정함으로써 전반적인 해지율의 수준 및 패턴을 파악한다. 그간 국내 경험통계를 활용한 해지율 추정이 소수 몇 개사 데이터로 제한된데 비해 본 연구에서는 전사를 대상으로 세부 종목별로 경과기간별 해지율을 추정한다는 점에서 기존 연구와의 차별성이 존재한다. 22개 전체 생명보험회사의 2000~2008년 경험 데이터 전건을 활용하여 경과기간별 해지율을 산출하기 때문에 통계적 안정성 측면에서도 바람직하다고 본다. 해지율 추정을 위해 선정한 보험종목은 대표성이 높은 6개 상품(종신보험, 정기보험, 암보험, 금리 확정형 연금, 금리 연동형 연금, 변액 연금)으로 한다.

다음으로 경과기간별 해지율 산출 작업에 추가하여 해지율의 동적 특성에 대한 정보를 파악하기 위해 모형 개발을 시도한다. 본 연구에서 목적으로 하는 바는 주요 상품에 대한 해지율(13월차 해지율 포함) 관련 시계열 예측 모형으로서 앞서 살펴본 바와 같이 선행 연구에서는 시도되지 않았던 작업이다. 예측 모형을 통해 기존의 연구와는 달리 해지율의 동적 특성에 대한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 과거 시차 및 거시경제변수 변동이 해지율 변동에 미치는 영향을 파악함으로써 보험회사의 현금흐름 예측, 수익성 분석 등 경영전략 수립 시 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다. 해지율 관련 예측 모형 구축은 선행

연구에서는 시도되지 않았던 최초의 연구라는 측면에서도 의미를 갖는다.

구체적인 보고서의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 II장에서는 해지율의 추정 필요성을 최근의 환경 변화 즉, 상품개발 및 부채가치평가 측면에서 개관한다. III장에서는 우리나라 생명보험회사의 보험종목별 경험통계 분석을 통해 경과기간별 해지율(유지율) 수준을 추정한다. IV장에서는 경험통계 분석을 통해 산출된 해지율 시계열 데이터와 거시경제변수를 활용하여 예측 모형을 구축한다. 마지막으로 V장에서는 연구의 내용을 요약하고 본 연구의 결과가 시사하는 바와 향후 과제를 제시한다.

Ⅱ. 해지율의 추정 필요성

1. 가격산출 목적

가. 현금흐름방식의 가격산출체계 도입

금융위원회와 금융감독원은 보험회사의 보험료산출방식을 현행 3이원방식에서 현금흐름방식(CFP: Cash Flow Pricing)으로 개편하는 방안을 추진 중이다. 감독당국에서는 이미 2005년 7월에 보험산업 중장기 혁신 방안의 일환으로서 보험료산출체계의 개선이 필요함을 발표하였으며, 2010년 4월 1일자로 동 제도를 도입하였다.⁹⁾

당초 감독당국에서는 제도 도입 초기 일시 전환에 부담을 갖는 일부 보험사가 존재하는 점을 감안하여 입법예고 시 현금흐름방식과 3이원방식을 병행 적용하기로 하였다. 그러나 국제회계기준의 적용 등 글로벌 추이를 감안하여 국무회의 통과 시에는 제도 도입 처음 3년간은 두 제도를 병행 사용하되, 4년째부터는 현금흐름방식으로 일원화하기로 하였다.¹⁰⁾ 따라서 자산 규모와 상관없이 모든 보험회사들이 현금흐름방식으로 가격을 산출하기 위한 내부 시스템을 갖추어야 한다.

현행 3이원방식은 보험상품의 수입·지출 즉, 현금흐름에 영향을 주는 가격요소들을 3가지(위험률, 이자율, 사업비율)로 단순화하여 보험료를 산출한다. 이에 비해 새로운 방식인 현금흐름방식에서는 3가지 요소 이외에 해지율(유지율), 판매 규모, 목표 이익 등 현금흐름에 영향을 주는 다양한 요소들을 반영하여 정교하게 보험료를 산출한다. <표 II-1>에서 보는 바와 같이 현금흐름방식에서는 다양한 가격 요인을 반영할 수 있다는 장점이 존재하는 반면, 보험료 산출 과정이 매우 복잡하다는 단점도 존재한다. 가격요소의 결정 방법이 최선추정치

9) 금융위원회 보도자료, 2009.12.22.

10) 정부는 2009년 12월 29일 보험업법시행령 개정을 통해 새로운 보험료산출방식인 현금흐름방식을 전면 도입하기로 하였지만, 동 시행령 개정령안 부칙(§4)에서 기존 3이원방식과 현금흐름방식을 3년 동안 병행할 수 있도록 경과조치를 두었다.

(best estimate)에 근거하므로 정교한 경험통계 관리, 각종 가정 설정 등 계리적 전문성이 요구된다.

<표 II-1> 3이원방식과 현금흐름방식 비교

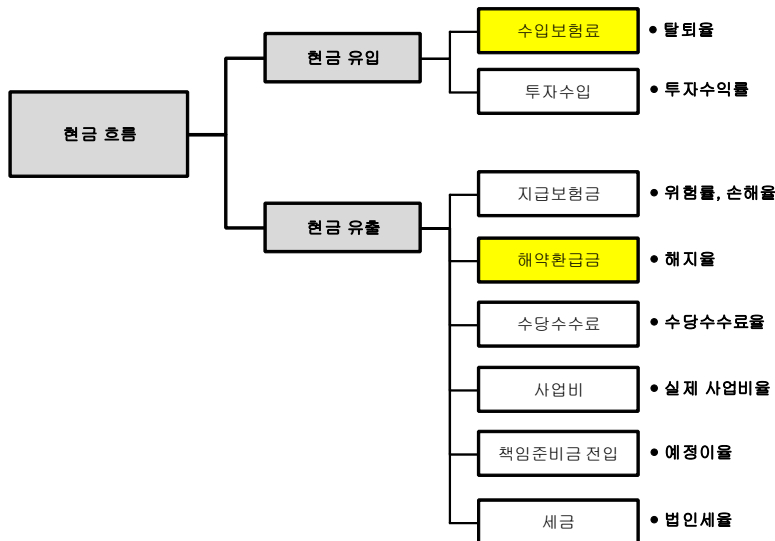
구 분	3이원방식	현금흐름방식
가격요소 종류	3이원(위험률, 이자율, 사업비율)	다이원(투자 수익률, 계약 유지율 등)
장점	보험료 산출과정 단순	가격요소의 다양성 반영
단점	가격요소의 지나친 단순화	보험료 산출과정 복잡
가격요소 결정방법	안정적(conservative) ⇒기대이익 내재(implicit)	최적(best estimate, realistic) ⇒기대이익 별도 구분(explicit)
장점	가격요소 예측 부담 경감	상품개발 시: 수익성 분석 가능 상품판매 후: 리스크관리 용이
단점	상품개발 시: 수익성 분석 곤란 상품판매 후: 리스크관리 곤란	정교한 가격 요인 예측 부담
보험료산출방법	단위당 보험료 이용	현금흐름 이용
장점	복잡한 전산기술 불필요	새로운 가격 요인의 유연한 반영
단점	새로운 가격 요인 반영 곤란	전산기술, 계리 역량 등 필요
특징	단순함	정교함·수익성 중시
적용대상 상품	상호회사·유배당상품에 적합 ⇒ 배당을 통한 사후적 가격 결정	주식회사, 무배당상품, 금리연동형 및 변액상품에 적합

자료 : 금융위원회·금융감독원 보도자료, 2009.10.2.

현금흐름방식에 의할 경우 보험회사의 구체적인 현금흐름은 <그림 II-1>과 같다. 유출 부분의 현금흐름은 보험금 및 해약환급금 지급, 준비금 적립, 사업비 집행, 신계약비 이연, 자본비용 발생, 법인세 지출 중의 하나이며, 유입 부분의 현금흐름은 보험료 수입, 투자수익 발생 등이 해당된다. 따라서 현금흐름 가격산출제도가 도입될 경우 장래 현금흐름에 영향을 미치는 각 요인별로 적절한 가정이 설정되어야 한다.

해지율 가정의 경우 수입보험료, 투자 수입, 해약환급금, 책임준비금 등에 영향을 미치게 된다. 계약자는 임의로 보험 계약을 중지시킬 수 있는 옵션(surrender option)을 보유하기 때문에 보험회사 입장에서 볼 때 실효·해지 등 위험집단에서 이탈하여 보험료 납입이 중지되는 탈퇴(decrements)에 대한 정확한 추정이 중요해진다.

<그림 II-1> 보험회사의 현금흐름 및 가정

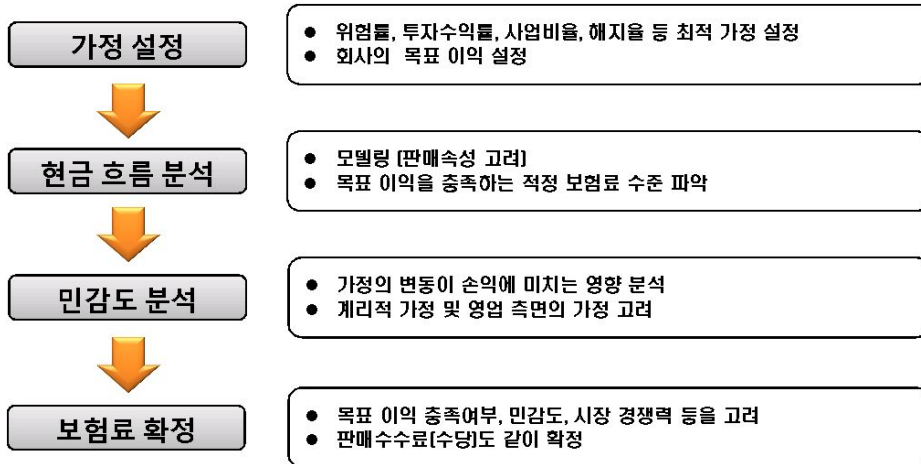


주 : 탈퇴는 실효·해지, 사망, 1급장해 등으로 인해 위험집단에서 이탈하여 보험료 납입이 중지되는 사건을 의미함.

<그림 II-2>는 현금흐름방식에 따른 보험료 산출 과정을 나타낸 것이다. 동 방식에서는 가격산출에 필요한 가정(위험률, 투자수익률, 사업비율, 해지율 등)을 설정한 후 목표 이익을 충족하는 적정 보험료 수준을 파악하기 위해 현금흐름 분석을 실시한다. 그 다음으로 각 요인별 가정의 변동이 손익에 미치는 영향을 파악하기 위해 민감도 분석(sensitivity analysis)을 실시한다. 민감도 분석을 통해 최선추정치 가정에 대한 검토가 이루어지고, 개별 가정의 변동이 손익에 미치는 영향을 파악할 수 있다.¹¹⁾ 최종적으로는 목표 이익의 충족 여부, 민감도 분석 결과, 시장 경쟁력, 판매 수당 등을 종합적으로 고려하여 보험료를 확정하는 과정을 거치게 된다.

11) 내재가치 산출 및 부채가치평가 시에도 민감도 분석을 실시한다.

<그림 II-1> 현금흐름방식에서의 보험료 산출

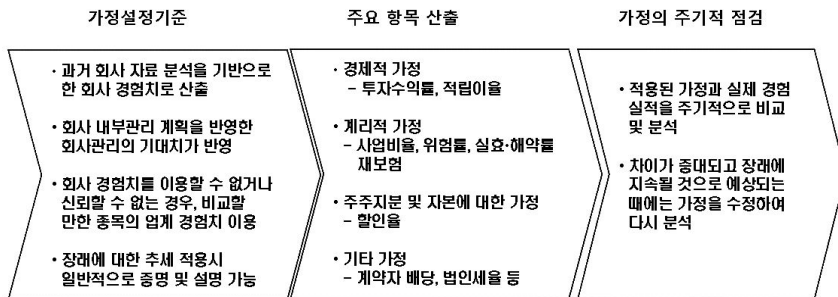


자료 : Milliman, 한국계리사회 세미나, 현금흐름 프라이싱 과정, 2007.10.23.

<그림 II-3>은 보험료 산출 시 가정 설정과 관련된 주요 내용을 정리한 것이다. 보험료 산출에 필요한 각종 가정들을 적용하기 위해서는 최선추정치 측정 및 개별 보험회사 고유의 모수 추정이 필요하다. 가정 설정은 주로 회사의 과거 경험 자료에 근거하기 때문에 우선적으로 현실을 정확하게 파악해야 한다. 만약 회사 경험치를 이용할 수 없거나 신뢰할 수 없을 경우에는 업계 평균적인 경험치를 이용하는 것이 일반적이다.¹²⁾ 주요 항목에 대한 가정 산출 후에는 가격산출 시 적용된 가정과 실제 경험 실적을 주기적으로 비교하는 모니터링 과정을 거침으로써 가정의 정확성을 높인다.

12) 보험회사는 보험료 산출 시 자사 경험위험률을 사용하는 것이 원칙이나 경험통계가 없거나 충분하지 않을 경우에는 참조위험률을 (수정)사용할 수 있다. 참조위험률은 보험개발원이 전체 보험회사의 통계를 활용·산출하여 금감원에 신고한 위험률로써 보험료 산출을 위해 보험회사에 제시한다(보험업법 §176④).

<그림 II-2> 보험료 산출 시 가정 설정



자료 : Milliman, 한국계리사회 세미나, 현금흐름 프라이싱 과정, 2007.10.23.

나. 무해약환급금 상품 판매 허용

금융감독원은 2010년 4월부터 소비자의 선택 폭 확대 및 보험상품 경쟁력 확보를 위해 해약환급금이 전혀 없는 반면, 해약환급금이 존재하는 상품에 비해 보험료가 저렴한 무해약환급금 상품의 개발 및 판매를 허용하였다.¹³⁾

무해약환급금 상품은 계약자가 중도에 계약을 해지할 경우 해약자에게 해약환급금을 지급하지 않고 위험단체 내의 유지 계약자에게 해약자의 환급금 재원을 귀속시키므로 보험료가 낮아져 가격 경쟁력이 높아질 수 있는 메커니즘을 갖고 있다. 보험회사 입장에서 볼 때 동 상품의 손익 구조는 일반적인 상품과 달리 실제 경험 해지율이 예정 해지율보다 높으면 이익이 발생하지만, 반대로 경험 해지율이 예정 해지율보다 낮으면 손실이 발생한다. 동 상품에 대한 성공 여부는 경과기간에 따른 정확한 해지율 가정에 의존한다고 볼 수 있으므로 해지율 속성 및 계약자 행동에 대한 심도 있는 연구가 선행되어야 한다.

우리나라의 경우 지금까지는 보험계약 해지 시 일정 금액¹⁴⁾ 이상의 해약환급금을 지급하는 상품에 대해서만 판매가 허용되었기 때문에 무해약환급금 상품이 시장에 존재하지 않는다. 이에 비해 캐나다에서는 이미 30년 전에 이런 유

13) 금융감독원 보도자료, 2009.12.29.

14) 보험업감독규정에서 정하고 있는 최저 해약환급금

형의 상품이 판매되었다. 1980년대 초반 캐나다의 생명보험회사들은 무해약환급금 상품인 Term-to-100(이하 T100으로 표기)을 최초로 개발한 이후 주로 미국과 캐나다에서 판매하였다. 사망을 보장하는 T100은 가격산출 시점에서 해지율에 대한 가정을 명시적으로 반영하였는데, 높은 해지율 가정을 사용할수록 보장기간 내에 사망으로 인해 보험금을 지급해야 하는 잔존 계약자 수가 적어 지므로 낮은 가격산출이 가능하다. 예를 들면 40세 가입자의 경우 해지율을 5% 수준으로 가정하면 2% 수준으로 가정할 경우보다 보험료가 50% 정도 저렴해지는 것으로 알려졌다.

해지율 가정에 매우 민감한 무해약환급금 상품의 구조적 특성으로 인해 경과기간 후반의 최종 해지율(ultimate lapse rate)이 손익에 결정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전통적으로 보험회사들은 경과기간 초기 해지율에 많은 관심을 두었는데 이는 계약 초기에 경험 해지율이 예정 해지율보다 높을 경우 이미 지출한 신계약비를 회수하지 못함으로써 손실이 발생하기 때문이다. 물론 이런 문제는 무해약환급금 상품에도 그대로 적용된다. 그렇지만, 무해약환급금 상품은 여기에 더해 경과기간 후반기의 해지율에 대한 가정이 더 중시되는 특성이 있다.

<표 II-2>는 무해약환급금 상품의 손익 구조가 최종 해지율 가정에 절대적으로 의존함을 보여주는 예시 표이다. 남성 45세/비흡연/종신보장일 경우 해지율에 대한 A가정과 B가정은 경과년수 1~7차년도까지는 동일하며, 8차년도 이후 최종 해지율만 B가정이 A가정보다 1%p 낮게 설정한 것이다. 최종 해지율이 1%p 낮아지면 세후 손익 현가는 이익(\$0.06)에서 손실(\$-2.82)로 반전되는 결과를 초래하며 상품개발 시 손익 지표로 활용되는 수입보험료 대비 이익 현가도 플러스(0.7%)에서 마이너스(-34.2%)로 급락하게 된다. 이러한 예시는 최종 해지율 가정이 무해약환급금 상품의 손익 결정에 매우 중요한 요인임을 보여주는 것으로 예정 대비 실제 해지율 차이가 미세하더라도 손익 측면에서의 결과는 상당히 클 수 있음을 의미한다.

<표 II-2> T100의 해지율 가정과 영향

경과기간	해지율 가정 A	해지율 가정 B
1차년도	2.5%	2.5%
2차년도	7.5%	7.5%
3차년도	6.5%	6.5%
4차년도	5.0%	5.0%
5차년도	4.5%	4.5%
6차년도	4.0%	4.0%
7차년도	4.0%	4.0%
8차년도 이후(최종 해지율)	4.0%	3.0%
세후 이익 현가	\$0.06	\$-2.82
수입보험료 대비 이익 현가	0.7%	-34.2%

자료 : Society of Actuaries(1989)

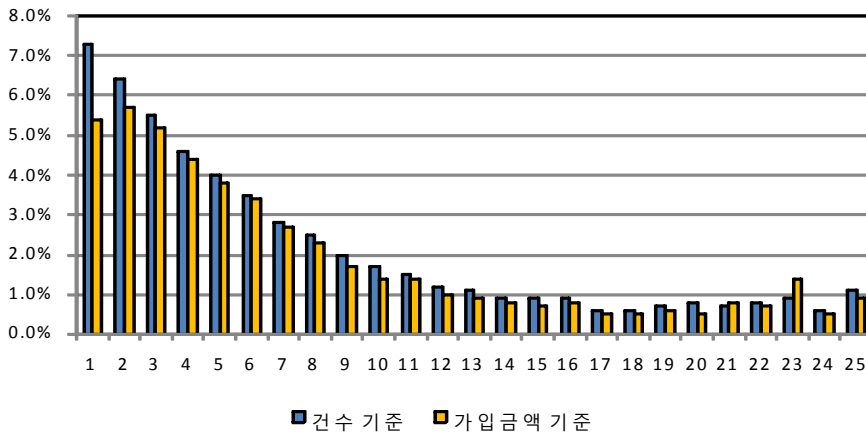
캐나다에서는 무해약환급금 상품에 대한 해지율 정보의 중요성이 대두되면서 캐나다 계리사회(CIA)에서 주기적으로 관련 정보를 제공하고 있다. 1993년과 1994년에 처음으로 무해약환급금 상품에 대한 생명보험 업계 평균 실적이 조사되었는데, 분석 결과 경과기간 초기(1~4년)의 해지율은 6~9% 수준인데 비해 중기(5~9년) 해지율은 2% 수준으로 크게 낮아지는 것으로 나타났다. 1996년과 1999년 조사에서도 감소하는 해지율 추이가 확인되었으며 최종 해지율은 지속적으로 낮아져 경과기간 15년 경에 이르면 1% 수준으로 수렴하는 것으로 확인되었다.

캐나다 생명보험회사들이 가정한 예정 해지율 수준은 그들이 판매한 전통형 종신보험과 정기보험의 경험 데이터에 기초하여 산출한 것이었는데 실제 경험 해지율이 예정 해지율보다 훨씬 낮게 나타난 것이다. 예를 들면, 생명보험회사들이 10차년도 이후의 예정 해지율 수준을 1~4%로 설정하였으나, 실제 해지율은 이보다 크게 낮은 1~2% 수준으로 나타났다.

<그림 II-4>는 가장 최근에 분석한 T100 상품의 경험 해지율 수준을 경과기간별로 산출한 것이다. 가입건수 기준과 가입금액 기준으로 나누어 살펴보면 계약 초기에는 계약건수 기준 해지율이 가입금액 기준 해지율보다 높게 나타나

지만 점차 유사한 값으로 수렴하며 14차년도 이후에는 계약건수 및 가입금액 기준 모두 1.0% 미만으로 하락하는 모습을 보이고 있다.

<그림 II-4> 경과년수별 T100 해지율 추이



자료 : Canadian Institute of Actuaries(2007).

무해약환급금 상품에 대한 경험이 캐나다에 비해 풍부하지 못한 미국의 경우에는 생명보험계리사회(SOA)를 중심으로 최종 해지율 수준에 대한 벤치마크를 수립하기 위해 캐나다 사례를 집중적으로 분석하고 있다.¹⁵⁾ 미국에서는 장기간 병보험을 무해약환급금 상품으로 설계하는 데 대한 관심이 높다. 장기간병보험의 경우에도 앞서 언급한 캐나다의 T100상품과 마찬가지로 해지율 가정에 따라 보험료 수준이 민감하게 변동하는 것으로 나타났다.

Wilkin(2008)은 예정 해지율 수준이 낮아지면 해약환급금 지급에 소요되는 비용이 증대됨에 따라 소비자가 장기간병보험을 가입할 수 없는 수준으로까지 보험료가 높아짐을 예시하였다. 65세 연령, 1일 \$100 급여를 지급하는 무해약환급금 장기간병보험을 가정할 경우 예정 해지율 변동에 따른 보험료 수준은 <표 II-3>과 같다. 예정 해지율을 15%로 가정할 경우 보험료 수준은 \$920에 불과하지만, 예정 해지율 수준이 5%로 낮아지면 보험료는 \$920 대비 43.6% 상승한

15) SOA(2008).

\$1,630로 높아진다. 극단적으로 예정 해지율에 대한 가정을 15%에서 0%로 낮출 경우 보험료는 \$920 대비 161% 상승한 \$2,400로 높아져 가격 경쟁력이 크게 낮아지는 것으로 나타난다.

<표 II-3> 예정 해지율 수준별 장기간병보험의 보험료 예시(무해약환급금)

예정 해지율	보험료 수준	예정 해지율 0% 대비 보험료 상승률
0%	\$2,400	160.9%*
1%	\$2,220	58.6%
2%	\$2,050	55.1%
5%	\$1,630	43.6%
15%	\$920	-

주 : 1) 65세 연령, 1일 \$100 급여에 대한 보험료임.

2) *는 $[(\$2,400 - \$920) / \$920] \times 100 = 160.9\%$

자료 : Wilkin(2008)에서 수정 작성.

이와 같은 무해약환급금 상품에 대한 분석을 통해 예정 대비 실제 해지 여부가 매우 중요한 리스크 요인이 된다는 점을 알 수 있다. 또한, 일반 보험 상품과 달리 최종 해지율 수준에 대한 가정도 매우 중요함을 알 수 있다. 국내에서도 이러한 유형의 상품을 판매하기 위해서는 경과기간별 경험 해지율에 대한 정밀한 분석이 선행되어야 할 것이다.

2. 가치평가 목적

2000년대 들어 국제감독기구 및 전문가 집단을 중심으로 보험회사의 가치평가 방식 및 재무건전성 규제를 둘러싼 논의가 지속되고 있는데, 이러한 논의와 관련된 제도의 변화 내용을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 장기 계약을 판매하는 보험회사의 가치평가 지표로서 내재가치(EV: embedded value)의 활용 필요성이 높아지고 있다. 생명보험회사의 내재가치 관련 정보는 1990년대 초반 영국 보험회사들을 중심으로 산출되기 시작하였는데 2000년대 들어서는 전 유럽, 북미, 호주뿐만 아니라 아시아 보험회사들에게

로 확산되면서 국제적 관행으로 부상하였다. 유럽뿐만 아니라 북미, 일본, 중국 등 글로벌 보험회사를 지향하는 대형 생명보험회사들은 자사의 기업가치에 관한 유용한 정보를 이해관계자에게 제공하기 위해 재무 및 리스크 관련 공시를 확대하고 있는 추세이며 그 중심에 내재가치 관련 정보가 있다.¹⁶⁾ 내재가치 측정과 관련된 공통 원칙을 정하고 있는 유럽 최고재무담당자 포럼(CFO Forum)에서는 기존 유럽형 내재가치(EEV: European EV)¹⁷⁾에서 더 진화된 “시장기준 내재가치”(MCEV: market consistent EV)¹⁸⁾ 원칙을 2008년에 발표하였으며 2009년 12월 31일부터 동 기준을 적용하였다.

둘째, 국제회계기준 보험부채의 측정(IFRS Phase II)과 관련하여 공정가치 관점에서 부채평가를 요구하고 있다. 이는 국제회계기준 체계 하에서 재무제표를 작성하는 보험회사들의 부채평가에 적용되는 기준으로서 국제회계기준위원회(IASB: International Accounting Standards Board)에서는 2007년 5월 Discussion paper 공표 후 이해관계자로부터 의견을 수렴하고 있다.¹⁹⁾ IASB에서는 2011년 5월 무렵에 부채평가 관련 보고서의 최종 완료를 목적으로 하고 있으며, 동 기준을 2013 회계년도부터 적용할 예정이다.

셋째, 유럽보험감독자기구(CEIOPS: Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors)에서는 Solvency II라고 불리는 새로운 재무건전성 체계에 대한 작업을 진행 중이다. 초안이 발표된 Solvency II에서도 공정가치 개념에 입각한 보험부채평가를 요구하고 있다. 초안은 2007년 발표되었으며 2012년까지 새로운 체계로 이행할 예정으로 있다.

16) 주요 이해관계자들은 증권 애널리스트, 규제당국, 신용평가회사, 보험계약자, 주주 및 투자자 등이 포함된다.

17) 2004년 5월 CFO Forum에서 공표되었으며 2005년부터 적용중이다. 기존 전통형 내재가치(TEV: traditional EV) 측정방식에 비해 할인율 산출 원칙을 제시하였으며 산출 방식에 대한 공시를 의무화한 것이 가장 큰 특징이다.

18) 모든 보험회사가 동일한 할인율(무위험수익률)을 사용하도록 할인율 기준을 통일함으로써 회사 간 비교가능성을 높였다.

19) ISAB는 1997년부터 보험계약에 대해서도 공정가치를 근간으로 회계 기준을 정비하고자 노력하고 있는데 2001년 발표한 초안에 따르면 보험부채의 공정가치를 “유통시장에서 거래될 것으로 예상되는 부채의 현재가치”로 정의하였다.

<표 II-4> 주요 제도의 국제적 변화

	MCEV Principles	IFRS Phase II	Solvency II
최초 적용시점	2010 회계년도 재무제표	2013 회계년도 재무제표 (2011년 5월 공표 예정)	2013 회계년도 재무제표 (2010년 발표 예정)
적용범위	생명보험회사 가치 및 성과 평가	보험부채평가	보험회사 재무보고 및 재무건전성
이해 관계자	애널리스트와 일반인에게 공시	애널리스트와 일반인에게 공시	감독당국에게 공시
적용대상 보험회사	CFO Forum 회원사 의무 적용	유럽 내 상장사 의무 적용	EU 보험회사 모두 적용 (소형사 제외)

주 : Verheugen and Hines(2008)

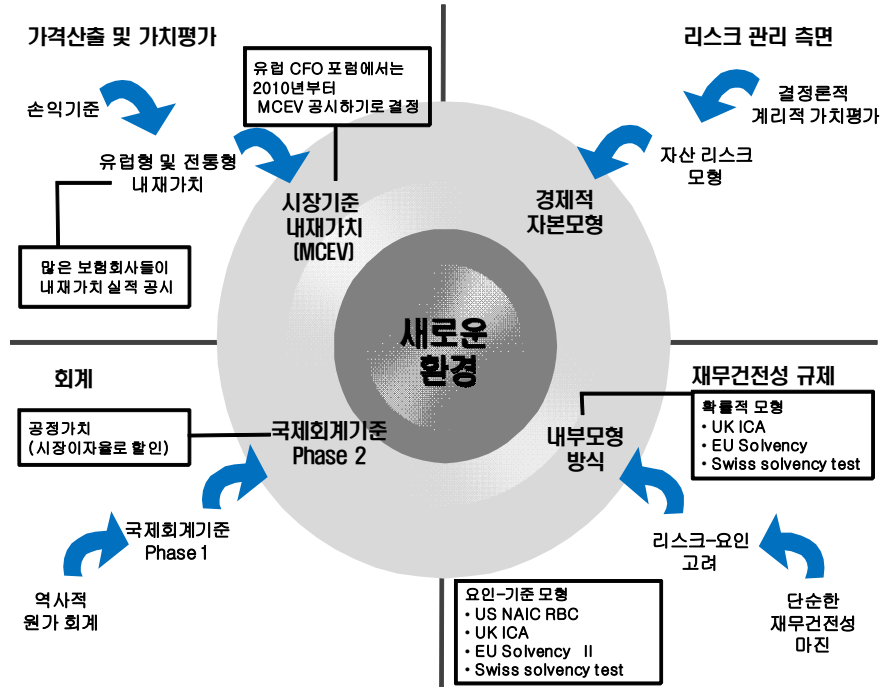
<표 II-4>를 통해 볼 때 생명보험회사의 가치에 대한 평가방식이 다양한 영역 즉, 가치평가(MCEV), 회계기준(IFRS Phase 2), 재무건전성 규제(Solvency II) 등에서 논의되고 있음을 알 수 있다. 이러한 추이를 반영하여 국제보험감독관협의회(IAIS: International Association of Insurance Supervisors)에서는 국제회계기준 및 Solvency II 프로젝트 진행에 맞추어 지급여력 평가제도의 국제적 공통 기준을 마련하고 있다. 이미 2007년 2월 지급여력 평가를 위한 공통 체계²⁰⁾를 발표하였으며, 향후 요구자본 및 가용자본 산출 지침 등 4개 분야의 지침²¹⁾을 마련할 예정이다. 최종적인 안이 확정될 경우 개별 보험회사들은 새로운 감독 제도에 따라야 할 것이다.

보험산업을 둘러싼 외부환경의 변화 내용을 종합하여 정리하면 <그림 II-5>와 같다.

20) Common Structure for the Assessment of Insurer Solvency

21) 요구자본 및 가용자본 산출 지침, 자산·부채 공정가치평가 지침, 보험회사의 리스크관리 지침, 보험회사의 내부모형 지침이 해당된다.

<그림 II-5> 주요 제도 관련 환경 변화



자료 : Verheugen and Hines(2008).

가. 내재가치 산출 및 공시

내재가치는 주로 생명보험회사에서 활용되는 가치평가방식으로서 특히 생명보험·연금과 같은 장기보험(long-term business) 분야에서 활용도가 높다. 보험회사 내부적으로는 상품별 수익성 및 자본배분, 최고 경영진의 인센티브 결정 등에 활용되며, 외부적으로는 인수·합병(M&A), 가용자본 추정, 회사 간 비교, 애널리스트 및 신용평가회사의 재무상태 평가 등에 활용되고 있다.

내재가치는 보험회사의 주주에게 귀속되는 이익의 현재가치로 정의할 수 있으며 구성 내역은 잉여자본(free surplus)과 요구자본의 할인 조정순자산가치(adjusted net worth)²²⁾와 보유계약가치(present value of in-force business)로

이루어진다. 보유계약가치는 보유계약으로부터 발생하는 미래 세후 이익의 현재가치에서 자본비용의 현재가치를 차감하여 계산한다. 따라서 보험회사가 내재가치 계산을 하기 위해서는 장래 현금흐름, 책임준비금, 자본 투영과 관련된 일련의 가정을 추정해야 한다.

내재가치는 재무회계기준이나 국제회계기준과 같은 회계기준은 아니기 때문에 공식적으로 이를 규정하는 집행 기구는 존재하지 않는다. 그렇지만, 신뢰성 및 비교가능성 측면을 제고시키기 위해 유럽의 최고재무담당자 포럼에서는 내재가치 계산을 위한 각종 가정(가정 설정 방식, 할인율 결정 방식, 자본비용 추정 방식)에 대한 가이드라인을 제시하고 보험회사들이 이를 준수하는 방식으로 운영되고 있다.

오늘날 대부분의 유럽 대형 보험회사들은 사업보고서(annual reports)에 내재가치 내역을 보고하는 방식으로 외부에 공시하고 있다. 이들은 이해관계자들에게 자사의 기업가치평가에 필요한 추가 정보를 제공하기 위해 자발적으로 내재가치를 시장에 공시하는 것으로 볼 수 있다. 예를 들어 전통적인 재무제표에서는 산출할 수 없는 조정순자산가치, 보유계약가치, 민감도 분석 등이 제공될 경우 증권 애널리스트들은 경험 데이터를 기초로 장래 성장성에 대한 추정을 할 수 있으며 이를 통해 보험회사의 시장가치에 대한 판단을 할 수 있게 된다.

내재가치 추정을 위한 가정은 경제적 가정과 계리적 가정 두 범주로 구분되는데 이는 상호 연계되어 있으며 일부 가정은 양자에 모두 해당되기도 한다. 경제적 가정은 일반적으로 현재 및 장래 경제 환경과 관련되는데, 예를 들면, 장래 투자수익률, 파산확률, 인플레이션 등이 해당된다. 계리적 가정은 현재 및 장래 보험회사의 경영 환경과 관계되는 사항으로서 사망률, 입원율, 해지율, 사업비율, 신용등급 전략 등이 포함된다. 경제적 가정과 계리적 가정을 구분하는 것은 간단한 작업이 아니다. 특히 해지율의 경우 계약자 행동과 관련해서는 계리적 가정으로 간주할 수 있으나, 금리 연동형 상품의 경우 시장 금리 수준에 민감하게 반응할 수 있으므로 경제적 가정이 될 수도 있다.

선진 보험회사와 비교할 때 국내 보험회사들의 내재가치 측정 및 공시의 역

22) 순잉여금은 주주 배분에 아무런 제약이 없는 자기자본으로서 요구자본과 부채를 초과하는 자산의 시장가치를 의미한다.

사는 매우 일치하며 내재가치 산출을 위한 각종 가정에 대한 연구도 미진한 실정이다. 국내에서는 FY2002 삼성화재를 필두로 증권거래소에 상장된 대형 손해보험회사들을 중심으로 기업설명회(IR: investor relation) 차원에서 내재가치를 발표하고 있는데 FY2008에는 5개사²³⁾로 확대되었다. 국내 손해보험회사들은 상품 구성 측면에서 장기손해보험의 비중이 크게 증대됨²⁴⁾에 따라 외국에서는 주로 생명보험회사의 가치평가에 활용되는 내재가치 관련 정보를 외부에 공시하게 된 것이다.

국내 손해보험회사들은 내재가치 산출을 위한 해지율 가정을 <표 II-5>에서 보는 바와 같이 주로 자사의 과거 경험통계(1년, 3년, 5년)를 활용하여 산출하는 것으로 나타났다. FY2008에 공표한 자료에 따르면 각사는 자사의 경험통계를 납입 방법별(일시납·비일시납), 판매채널별(설계사·대리점·방카슈랑스 등), 상품별(연금·상해 등)로 구분한 후 경과기간에 따른 해지율(유지율) 가정을 적용한다.

내재가치 산출을 위해서는 계약 체결 후 누적 유지율 가정이 아니라 전기대비 해지율 가정이 필요하다. 그런데 국내 손해보험회사들은 공시 기준이 통일되어 있지 않아 일부사만 해지율 가정을 공시하고 나머지 회사들은 유지율 가정을 공시하고 있다. 유럽형 내재가치 지침에 입각하여 관련 정보를 공시하는 선진 보험회사들은 최고재무관리자 포럼에서 제시한 기준에 따라 해지율 가정으로 통일하여 발표함으로써 비교가능성을 제고시킨 것과 비교된다고 볼 수 있다.

23) 삼성화재, 현대해상, LIG손보, 동부화재, 메리츠화재

24) 전체 원수보험료 중 장기성 종목(장기손해보험, 개인연금, 퇴직보험 및 퇴직연금)이 차지하는 비중은 1990년대 이후 지속적으로 증가하여 FY2000에 47.1%에 달했으며 FY2008에는 56.5%로 높아졌다. 이런 상승 추세는 지속되어 FY2009 2/4분기에는 59.4%로 높아져 거의 60% 수준에 달한다.

<표 II-5> 국내 손해보험회사의 내재가치 산출 시 유지율 가정(FY2008)

A사	B사*	C사	D사
1년 실적치 납입 방법×채널×상품 별×경과기간	5년 경험통계 채널×시장에 따라 17 개 유지율 적용 <예> 저축성(일시납): 1차년도: 93.8% 10차년도: 61.8% 저축성(분할납) 1차년도: 59.5% 10차년도: 13.4%	3년 경험통계 납입 방법×채널×상품 별 유지율 적용 <예> 2회차: 97.6% 7회차: 86.7% 13회차: 77.6% 25회차: 59.6%	3년 경험통계 상품×판매채널별 적 용

주 : 1) 내재가치를 공시한 5개사 중 1개사는 해지율 가정을 어떻게 산출하였는지에 대한 명시적 설명을 제공하지 않음.
2) *는 2007년 유지율 자료임.
자료 : 각사 내재가치 공시 자료.

국내 손해보험회사들 역시 <표 II-6>에서 보는 바와 같이 해지율(유지율) 변동에 따른 내재가치 증감액을 공시하고 있다. 민감도 분석 역시 유럽형 내재가치 산출 지침²⁵⁾과 달리 일관된 기준이 없으므로 회사별로 상이하여 비교가능성이 낮다. 대부분의 회사가 유지율 $\pm 10\%$ 변동 시 내재가치 변동을 공시하지만, 일부 사는 $\pm 1\%$, $\pm 10\%$ 변동 시 정보를 공시하였다. 대체적으로 손해보험회사의 내재가치는 유지율이 10% 낮아질 경우 1.8~2.9% 정도 감소하며, 10% 높아질 경우 1.9~3.1% 정도 증가하는 것으로 나타났다.²⁶⁾

25) 해지율 가정 10% 하락

26) 유지율이 10% 낮아진다는 가정은 절대 수준이 10% 하락함을 의미한다. 예를 들어, 기본 유지율 가정이 90%일 경우, 10% 하락하면 $81\% (=90\% \times (1-0.1) = 90\% \times 0.9)$ 수준으로 낮아짐을 의미한다.

<표 II -6> 국내 손해보험회사의 내재가치 산출 시 유지율 민감도(FY2008)

(단위: 억원, %)

	A사	B사	C사	D사	E사
민감도	±10%	±10%p	±10%	±10%	±1%p
내재가치(A)	21,940	16,851	20,718	10,911	64,037
유지율이 낮아질 경우 내재가치 변동(B)	-392	-230	-500	-311	-364
유지율이 높아질 경우 내재가치 변동(C)	423	248	544	334	354
하락 시 비중(B/A)	-1.8	-1.4	-2.4	-2.9	-0.6
증가 시 비중(C/A)	1.9	1.5	2.6	3.1	0.6

주 : 일부사의 경우 유지율이 아니라 해지율 기준으로 민감도 분석 실시함.

자료 : 각사 내재가치 공시 자료.

국내 보험회사들의 내재가치 정보 산출 및 활용은 생명보험회사의 상장을 계기로 손해보험회사에서 생명보험회사로 확대될 것으로 보인다. 2009년 10월 동양생명이 생명보험회사 최초로 주식시장에 상장되었는데 동사는 내재가치 기준을 적용하여 상장에 필요한 기업가치를 산출한 것으로 알려졌다. 상장을 준비 중인 다른 생명보험회사들도 주가 산정 방식으로서 내재가치를 활용할 가능성이 높기 때문에 향후 내재가치의 활용도가 높아지고 이에 따라 관련 가정들이 더욱 중요한 개념으로 부각될 전망이다.

나. 국제회계기준 및 Solvency II 대응

국제기구에서 추진하고 있는 보험 부채의 공정가치평가는 최선추정치와 이에 대한 리스크마진의 추정으로 이루어진다. 보험료 산출에 적용되는 가정은 과거 경험(일정 기간의 평균)을 바탕으로 한 최선추정치로서 이 가정에 따라 생성되는 현금흐름과 실제 실현되는 현금흐름과는 차이가 발생할 수밖에 없다. 이러한 변동성으로 인해 야기되는 재무적인 손실 가능성을 완화하기 위해 최선추정치에 역편차준비금(PAD: provision for adverse deviation)라는 보수성을 추가한다는 개념이다. 역편차준비금은 미래의 불확실성에 대비하여 보수적인 부채를 산정하기 위한 것으로 해지율, 사업비율, 이자율 등 모든 가정에 적용된다.

국제적인 감독기구에서는 보험회사 고유 경험치의 중요한 요인 중 하나는 계약자의 행동이라고 판단한다. 예를 들어 유럽 감독당국의 새로운 재무건전성 감독체계인 Solvency II 초안과 내재가치 산출을 위한 유럽 CFO 포럼에서는 명시적으로 해지율과 같은 계약자 행동과 시장리스크와 같은 타 리스크 요인 간 상관관계를 측정하도록 요구하였다.

Solvency II에서 보험(언더라이팅)리스크는 보험회사의 보험 계약 인수와 관련한 리스크를 의미하는데 하부 항목으로서 위험률리스크(사망리스크, 장수리스크, 장해리스크), 해지리스크, 사업비리스크, 연금지급리스크(revision risk)²⁷⁾, 대재해리스크 간 상관계수를 반영하여 요구자본량을 산출한다²⁸⁾. 해지리스크는 경과기간별 해지율의 증감에 따른 책임준비금 변동 규모로 산출되는데 여러 가정과 손익의 기간 구조에 따라 해지율 증가가 현재 시점에서 평가되는 책임준비금 규모를 증대시킬 수도 있고 반대로 감소시킬 수도 있다. Solvency II에서 총보험리스크는 개별 리스크 간 상관관계를 고려하여 합산하는 방식으로 산출된다. 개별 리스크는 각 시나리오에 의한 부채가치의 변동으로 산출되는데 해지리스크의 경우 해약환급금이 존재할 것으로 예상되는 계약에 대해 해지율 가정을 50% 증가시키는 방식으로 적용한다.

우리나라는 2009년 4월에 보험업계 공통의 위험계수를 적용하여 위험기준 자기자본을 산출하는 RBC(Risk Based Capital)제도를 도입하였다.²⁹⁾ 이는 보험

27) 상해로 인해 연금 지급액이 증대될 리스크를 말한다. Annuities arising from non-life claims (including accident insurance, but excluding workers compensation) where the amount of the annuity may be revised during the next year.

28) 보험리스크 하부 항목에 대한 상관계수

	사망	장수	장해	해지	사업비	연금지급	대재해
사망	1						
장수	0	1					
장해	0.5	0	1				
해지	0	0.25	0	1			
사업비	0.25	0.25	0.5	0.5	1		
연금지급	0	0.25	0	0	0.25	1	
대재해	0	0	0	0	0	0	1

29) 감독당국에서는 RBC제도 도입에 이어 내부모형 도입도 추진 중에 있다. 내부모형(internal models)이란 감독기관이 제시한 필요 요건을 충족하고 이를 승인받은 보험회사가 자체 리스크관리 시스템을 통해 요구자본을 산출하는 제도로서 동 제도 도입 시

부채에 대한 원가평가방식을 채택하고 있는 현행 회계제도를 그대로 유지한다는 전제하에 마련된 것이다(박종수·여상구, 2008). 따라서 보험(언더라이팅)리스크 산출방식³⁰⁾이 Solvency II와는 다르게 명시적으로 해지리스크를 반영하지도 않는다. 그러나 2011년 국제회계기준이 도입될 경우 자산-부채평가 방식의 변경과 동시에 RBC 산출안에 대한 일부 조정도 이루어질 것으로 예상된다. 이럴 경우 보험리스크의 하부 항목으로서 명시적으로 해지리스크가 반영될 것으로 보인다.

보험회사는 현행 표준모형(RBC)과 내부모형 중 선택할 수 있다. 국제보험감독자협의회(IAIS)에서는 보험회사의 리스크관리 개선을 유도하기 위해 내부모형의 사용을 권고하고 있다. 감독당국이 내부모형을 승인할 때 기준으로 적용하는 항목 중 하나가 통계적 신뢰성이다. 내부모형을 승인받고자 하는 보험회사는 내부모형에 사용된 기초자료의 신뢰성, 통계적 예측 방법의 타당성, 가정의 합리성 등을 입증해야 한다. 따라서 내부모형을 승인받고자 하는 보험회사는 자사가 설정한 해지율 가정의 적정성에 대해서도 입증해야 한다.

- 30) 생명보험 및 장기손해보험에 대한 보험리스크는 “보유 위험보험료×조정 위험계수”로 산출한다. 보유 위험보험료는 원수 위험보험료에 수재 위험보험료를 가산하고 출재 위험보험료를 차감하여 산출하며, 지급여력 기준금액 산출 기준일 이전 1년간의 실적으로 한다. 조정 위험계수는 보험상품별 위험계수에 갱신 조정률을 곱하여 산출한다.

Ⅲ. 상품별 해지율 산출

1. 데이터 및 산출 방식

가. 데이터

본고에서는 생명보험 상품별로 경과기간별 해지율을 산출하기 위해 보험개발원에 집적되어 있는 2000~2008년 기초통계 자료를 활용하였다. 동 데이터는 선행 연구에서 살펴본 보험선진국의 계리사회나 감독당국에서 해지율 산출 목적으로 사용하는 개별 계약(policy level) 자료가 아니라 특정 시점의 계약 상태별(유지·해지) 건수를 합산한 자료이다. 동 데이터는 2000년 연시 보유계약을 중심으로 집적되었기 때문에 2000년 이전 신계약에 대한 자료는 가용하지 않다. 따라서 경과기간 1~9년(경과월차 1~108개월)에 대한 해지율만 산출할 수 있다. 현실적으로 경과기간이 장기인 데이터를 구할 수 없기 때문에 109개월 이후의 해지율은 산출할 수 없지만, 전체 보유계약을 대상으로 해지율을 추정하므로 통계적 신뢰성이 높다는 장점이 있다.

생명보험회사가 계리적 목적으로 해지율을 추정하고자 한다면 우선적으로 보험종목을 구분해야 한다. 본고에서는 상품 특성을 우선적으로 고려하되 안정적인 데이터가 축적된 종목을 중심으로 선정하였다. 먼저 보장성보험과 저축성·투자형보험으로 구분한 후 보장성보험의 세부 종목으로서 종신보험, 정기보험 및 암보험을 포함시켰고, 저축성·투자형보험의 세부 종목으로서 금리 확정형 연금, 금리 연동형 연금과 변액 연금을 포함시켰다.

종신보험은 보장성상품을 대표하는 종목으로서 종신토록 사망 사고에 대한 보장을 제공한다. 상품 분류상 종신까지 사망을 주로 담보하면서 질병 또는 상해를 일부 포함하는 상품을 포함하며 유니버설 종신보험도 포함한다. 정기보험은 종신보험과 마찬가지로 사망 사고를 담보하지만 보장 기간이 종신이 아니라 일정 기간으로 한정되는 상품이다. 여기에는 사망을 주로 담보하면서 질병 또는 상해를 일부 포함하는 상품이 해당된다. 암보험은 대표적인 질병보험으로서 질병 중 순수한 암만을 담보하는 보험상품을 의미한다.

저축성·투자형보험에 해당하는 연금보험은 금리 확정형, 금리 연동형, 변액으로

구분하였다. 일반계정의 연금보험은 저축성상품을 대표하는 종목으로서 보험회사가 부담하는 리스크 특성이 다르고 계약자의 해지 유인도 차이가 존재할 것으로 판단되어 금리 확정형과 금리 연동형으로 구분하였다(Kim, 2005 & 2006; LIMRA, 2006).

금리 확정형 연금은 보험회사가 보험 가입 당시 계약자에게 제시한 예정이율(금리)을 보험 기간 동안 동일하게 적용하는 상품이다. 따라서 보험회사 측면에서 볼 때 장기간 금리 보장에 따른 금리리스크가 매우 높은 상품이며 계약자 측면에서 볼 때는 예정이율보다 시장 금리가 상승하면 해지 유인이 발생하지만, 반대로 시장 금리가 하락하면 해지 유인이 감소한다.

이에 비해 금리 연동형 연금은 예정이율을 시장 금리(국고채수익률, 회사채수익률, 정기에금이율 등)에 연동시켜 월 또는 분기 단위로 조정하는 상품이다. 따라서 금리 확정형에 비해 보험회사의 금리리스크가 완화된 형태이며 계약자의 해지 유인도 금리 확정형과는 상이할 수 있다.

특별계정으로 운용되는 변액 연금은 자산운용 실적에 따라 수익률이 사후적으로 결정되는 실적배당형 상품이다.³¹⁾ 변액 연금은 편입된 채권 및 주식 등 운용자산의 투자 실적이 저조할 경우 원금 손실이 발생할 수도 있다는 측면에서 일반계정으로 운영되는 금리 확정형 및 금리 연동형 연금과는 상품 특성이 다르며 해지 유인도 주식 및 채권 투자 성과와 관련될 것으로 보인다.

상품별 해지율 산출을 위해 6개 보험종목으로 구분한 후 이들 종목 각각에 대해 추가적으로 고려한 요인은 성별과 도달 연령(attained age)이다.³²⁾ 이는 계약자의 성 또는 연령에 따라 해지 행동이 달리 나타날 수도 있기 때문이다(LIMRA · SOA, 2006 & 2008; CIA, 2007 등). 분석 대상이 된 데이터의 특성을 요약하면 <표 III-1>과 같다.³³⁾

31) 계약자가 납입한 보험료 중 일부는 위험 보장을 위한 부분과 사업비로 사용되고, 이를 제외한 저축보험료 부분이 특별계정으로 운용된다. 또한, 변액 연금은 다른 상품과 달리 예금자보호법에 의한 보호도 받을 수 없다.

32) 도달 연령이란 가입 연령 혹은 계약 연령과 비교되는 용어로 보험에 가입한 후 현재 시점에서의 연령을 의미한다. 보험 수리적으로는 x 세에 보험에 가입하고 t 년 경과해서 현재에 이른 경우에 가입 연령은 x 세이고, 도달 연령은 $x + t$ 세가 된다.

33) 계약건수가 연도별로 큰 차이를 보이는 것은 보험회사들의 상품도입 시기 및 판매전략, 시장침투도 등 여러 요인과 관련된다. 본고의 목적은 전사 경험실적 분석을 통해 벤치마크로 삼을 수 있는 해지율 자료를 제시하는 데 있기 때문에 연도별 건수의 편차는 고려하지 않았다. 실제로 참조위험률 산출 시에도 연도별 건수의 편차를 감안하지 않고 대상

2000~2008년 동안 체결된 종신보험 신계약은 12,908천 건이며, 이중 2002년 계약이 18.0%로 가장 많고, 2003년과 2004년 비중은 각각 17.1%, 13.1%에 달한다. 종신보험 시장이 활성화되기 시작한 2001년 이후부터는 계약이 비교적 고르게 분포하고 있으나, 종신보험 가입률이 일정 수준에 도달한 2006년 이후 계약 비중은 10%를 하회한다. 정기보험 신계약은 모두 2,169천 건이다. 연도별 분포를 살펴보면 2001년을 제외하고는 2005년까지 10% 미만이었으나, 2006년 이후에는 크게 높아졌다. 2007년과 2008년 비중이 각각 21.5%, 17.0%로 높아졌고 2006년 비중도 13.3%에 달한다. 암보험의 경우 전체 신계약건수는 7,289천 건이며 이중 16.4%가 2001년에 체결되었다. 암 발생이 증가하여 암보험 부문에서의 손익이 악화됨에 따라 일부 생명보험회사가 주계약으로 암보험 판매를 중단하기 시작한 2007년과 2008년 비중은 8%대 수준으로 낮다.

금리 확정형 연금의 신계약은 모두 1,188천 건에 불과하다. 이중 2000년 계약이 42.4%로 가장 높고 그 다음은 2001년 계약이 28.6%를 차지하며 2002년 이후 신계약 비중은 10% 미만이다. 이러한 분포는 2000년대 중반 이후 우리 경제가 저금리 상태로 진입하게 되자 보험회사의 금리리스크가 크게 증대되었고 이로 인해 보험회사들이 금리 확정형 상품의 판매를 축소시키고 금리 연동형 상품 판매에 주력한 결과이다(<표 III-1> 가입 연도별 신계약건수 추이를 참조). 이에 비해 금리 연동형 상품의 신계약은 4,188천 건으로 금리 확정형에 비해 3.5배 정도 많다. 이들의 연도별 분포를 살펴보면 2002년 계약이 14.9%로 가장 높고 이후 연도에는 12%~14%의 고른 분포를 보이고 있다. 변액 연금은 2002년에야 처음으로 국내 시장에서 판매되기 시작하였으나 신계약건수는 2,413천 건에 달한다. 2002~2004년 비중은 2.6%에 불과할 정도로 미미하며 2005년부터 본격적으로 확대되기 시작하였다. 주식 시장이 활황을 보여 변액 상품으로의 몰림 현상이 나타난 2007년과 2008년 신계약이 크게 증가하여 전체 신계약의 60.0%를 차지하는 것으로 나타났다.³⁴⁾

한편, 보험종목별 남녀 구성비는 변액 연금을 제외하고는 거의 비슷한 것으

기간(예: 3년) 건수를 모두 합산해서 산출하므로 해지율의 경우에도 연도별 편차는 문제되지 않을 것이다.

34) 월 평균 KOSPI 수준은 2005년 1,088에서 2006년 1,368로 높아지고 다시 2007년에는 1,737로 높아졌다. 특히 2007년 10월에는 사상 최고 수준인 2,065에 달하였다. 2008년에 도 미국발 글로벌 금융위기가 도래하기 전 상반기에는 1850선까지 상승하였다.

로 나타났다. 변액 연금의 경우에만 여자 비중이 61.4%로 나타나 타 종목의 46.3~54.1%보다 7.3~15.1%p 높다.

보험종목별 도달 연령 분포 측면에서도 종목 간 큰 차이를 발견할 수 없다. 대체적으로 30대 가입자가 가장 높은 비중을 차지하고, 그 다음은 20대 또는 40대이며 50·60대 비중은 큰 폭으로 낮아진다.

<표 III-1> 분석 대상 데이터 특성(가입 연도, 성별, 도달 연령)

(단위: 천 건, %)

		보장성보험						저축성·투자형(연금보험)					
		종신보험		정기보험		암보험		금리확정형		금리연동형		변액	
		건수	비중	건수	비중	건수	비중	건수	비중	건수	비중	건수	비중
가입 연도	2000	395	3.1	732	3.4	798	10.9	504	42.4	137	3.3	-	-
	2001	2,210	17.1	219	10.1	1,192	16.4	339	28.6	260	6.2	-	-
	2002	2,328	18.0	214	9.9	940	12.9	75	6.3	624	14.9	2	0.1
	2003	1,692	13.1	184	8.5	830	11.4	63	5.3	504	12.0	20	0.8
	2004	1,576	12.2	186	8.6	784	10.8	13	1.1	536	12.8	40	1.7
	2005	1,448	11.2	168	7.7	721	9.9	27	2.3	468	11.2	279	11.6
	2006	1,049	8.1	287	13.3	799	11.0	32	2.7	510	12.2	624	25.8
	2007	1,206	9.3	467	21.5	618	8.5	83	7.0	590	14.1	651	27.0
	2008	1,004	7.8	369	17.0	606	8.3	51	4.3	559	13.3	797	33.0
성별	계	12,908	100.0	2,169	100.0	7,289	100.0	1,188	100.0	4,188	100.0	2,413	100.0
	남자	6,932	53.7	1,063	49.0	3,393	46.6	545	45.9	2,002	47.8	931	38.6
	여자	5,977	46.3	1,105	51.0	3,896	53.4	643	54.1	2,186	52.2	1,482	61.4
	계	12,908	100.0	2,169	100.0	7,289	100.0	1,188	100.0	4,188	100.0	2,413	100.0
도달 연령	20대	3,388	26.3	496	22.9	1,523	20.9	387	32.6	806	19.3	410	17.0
	30대	4,791	37.1	652	30.1	2,278	31.3	367	30.9	1,474	35.2	834	34.6
	40대	2,961	22.9	457	21.1	2,044	28.0	205	17.2	1,223	29.2	749	31.0
	50대	734	5.7	211	9.7	956	13.1	64	5.4	496	11.8	314	13.0
	60대	177	1.4	237	11.0	96	1.3	49	4.1	78	1.9	49	2.0
	기타	858	6.6	116	5.3	391	5.4	115	9.7	111	2.6	56	2.3
	계	12,908	100.0	2,169	100.0	7,289	100.0	1,188	100.0	4,188	100.0	2,413	100.0

자료 : 생명보험회사 경험통계

이 밖에도 데이터가 가용한 범위 내에서 납입 방법과 판매채널 요인을 고려하였다. 금리 연동형 연금의 경우 납입 방법(일시납/분할납)을 고려하였으며, 변액 연금의 경우에는 분할납에 대한 판매채널(설계사·대리점/방카슈랑스)을 고려하였다. 각 요인별 데이터에 대한 상세한 설명은 상품별 해지율 추정 부문

에서 언급하기로 한다.

나. 산출 방식

보험계리적 목적으로 사용하는 경과기간별 해지율을 산출하는 방법은 매우 다양하며 절대적 기준이 존재하는 것은 아니다(LIMRA, 2008). 일반적으로 사용 목적과 보유한 통계의 성격 등을 감안하여 적절한 방식을 선택하여 산출한다. 해지율 산출시 구체적으로 고려해야 할 사항을 정리하면 <그림 III-1>과 같다. 선행 연구 및 경험 실적을 통해 볼 때 계약자의 해지 행동은 상품, 경과기간 등과 밀접한 관련성을 갖는 것으로 알려져 해지율 산출 기초는 상품군·경과기간·보험료 납입 방법·판매채널 등으로 구분된다(CIA, 2007; Kim, 2005; LIMRA, 2005 & 2006 & 2008). 이러한 점을 감안하여 본고에서도 상품별로 경과기간별 해지율 추정을 기본으로 한다. 경과기간은 최초 신계약 체결 후 월차로 계산하였고 월차 기준으로 해지율(유지율)을 산출하였으며 필요에 따라 연간 기준으로 환산하여 보고하였다.

<그림 III-0> 해지율 산출 방법 및 고려

산출 방법	고려 사항
• 산출 기초 - 상품군별, 보험료 납입방법, 판매채널, 경과기간, 연령, 성별, 완납여부 등	• 수당 정책에 따른 유지율 민감도 고려 - 선지급 수수료, 수당환수 등 유지율에 영향을 줄 수 있는 요인을 고려
• 산출 기준 - 보험료, 계약건수, 보험가입금액 등	• 해지 수수료 소멸 후 해지율 급증 현상 고려 (Shock Lapse) - 해지환급금이 다소 큰 상품에서 해지 수수료 (Surrender charge)가 소멸하는 연도의 다음 연도에 해지할 가능성이 높음
• 일반적인 방법 - 당기 해지 계약건수/전기 유지 계약건수	• 세제 효과 고려(Tax Effect Lapse) - 금리연동형 연금 및 저축성 상품의 경우 10년 이상 유지시 이자소득에 대한 비과세 혜택을 부여하므로 10년이 경과된 다음 연도에 해지할 가능성이 높음
• 금리 민감 해지율 산출 - 해지 산식(Lapse formula)을 이용하여 “시중금리-적용이율” 변화에 따른 해지율 산출 - Arctangent 모델, Exponential 모델, NY126 Formula, Parabolic 모델 등	• 갱신형 상품 - 비슷한 상품의 해지율을 적용할 수 있으나 갱신되는 재계약의 건수를 기준으로 산출한 갱신율을 적용

자료 : Milliman, 한국계리사회 세미나, 현금흐름 프라이싱 과정, 2007.10.23.

본고에서 정의한 당월(t) 해지율은 전월($t-1$) 말에 유지되고 있던 계약이 당월 말 이전에 해지되는 확률을 의미하는데, <식 III-1>과 같은 산식으로 표현할 수 있다. 당월 해지율을 산출하는데 사용되는 유지율은 최초 계약 체결 후 해지되지 않고 지속되는 누적 유지율 개념이다.

$$\text{당월 해지율}_t = \left(1 - \frac{\text{누적 유지율}_t}{\text{누적 유지율}_{t-1}}\right) \times 100 \quad \text{<식 III-1>}$$

시계열 자료의 경우 전 기간 가중 평균, 전 기간 단순 평균, 최근 3년 가중 평균 및 최근 3년 단순 평균 등의 방식을 적용하여 해지율을 산출할 수 있으나, 데이터가 안정적이라면 각 방식 간 차이가 크지 않을 것이다. 본고에서는 네 가지 방식에 의해 해지율을 추정하였으나 여기서는 전 기간 가중 평균 방식에 의해 산출한 경과월별 해지율을 중심으로 기술하고자 한다. 이는 가장 최근 월차에 대해서는 가장 높은 가중치를 부여하고, 그 이전 월차에 대해서는 선형으로 체감하는 가중치를 부여하여 최초 월차의 계약에 대해 1의 가중치를 부여하는 방식이다. 동 방식은 월차별 가중치를 달리 설정함으로써 최근 해지율의 성향을 반영하면서 장기간 경험 데이터를 반영하므로 안정적인 결과를 얻을 수 있다는 장점이 있다. 나머지 세 가지 방식에 의해 추정한 해지율 자료는 부록으로 첨부하였다.³⁵⁾

해지율 산출을 위한 기초 자료로서 계약건수를 계약일과 경과월차별로 정렬하여 예시하면 <표 III-2>와 같다. 데이터를 배열하면 <표 III-3>에서와 같이 계약 체결 이후 기간의 경과에 따른 유지 상황의 변화를 관찰할 수 있으며 앞서 언급한 다양한 방식으로 누적 유지율의 추정이 가능하다. 누적 유지율을 추정한 후 <표 III-4>와 같이 종국적으로 산출하고자 하는 경과월차별 당월 해지율을 산출할 수 있다.

35) 지면 관계상 상품별로 전체 수준만 수록하였으며 성별 및 도달 연령별 해지율 수준은 생략하였다. 이들 자료를 독자가 원할 경우 개별적으로 제공할 것이다.

<표 III-2> 계약일 기준 계약건수 변동 예시

(단위: 천 건)

계약일	경과월차												
	0	1	2	3	4	·	·	·	104	105	106	107	108
1999.12	2,651	2,285	1,744	1,357	864	·	·	·	520	456	400	353	310
2000.01	2,378	2,081	1,422	963	908	·	·	·	552	480	419	364	
2000.02	2,990	2,377	1,659	1,573	1,229	·	·	·	703	613	532		
2000.03	1,489	977	925	867	663	·	·	·	389	339			
2000.04	1,980	1,756	1,285	1,107	962	·	·	·	566				
·	·	·	·	·	·	·	·	·					
·	·	·	·	·	·	·	·						
·	·	·	·	·	·	·							
2008.08	2,771	2,463	1,906	1,530	1,250								
2008.09	2,417	2,122	1,602	1,428									
2008.10	2,888	2,591	1,996										
2008.11	2,934	2,673											

<표 III-3> 누적 유지율 추정 예시

(단위: %)

계약일	경과월차												
	0	1	2	3	4	·	·	·	104	105	106	107	108
1999.12	100	86.2	65.8	51.2	32.6	·	·	·	19.6	17.2	15.1	13.3	11.7
2000.01	100	87.5	59.8	40.5	38.2	·	·	·	23.2	20.2	17.6	15.3	
2000.02	100	79.5	55.5	52.6	41.1	·	·	·	23.5	20.5	17.8		
2000.03	100	65.6	62.1	58.2	44.5	·	·	·	26.1	22.8			
2000.04	100	88.7	64.9	55.9	48.6	·	·	·	28.6				
·	·	·	·	·	·	·	·	·					
·	·	·	·	·	·	·	·						
·	·	·	·	·	·	·							
2008.08	100	88.9	68.8	55.2	45.1								
2008.09	100	87.8	66.3	59.1									
2008.10	100	89.7	69.1										
2008.11	100	91.1											

<표 III-4> 해지율 추정 예시

(단위: %)

계약일	경과월차												
	0	1	2	3	4	·	·	·	104	105	106	107	108
1999.12		13.8	23.7	22.2	36.3	·	·	·	11.7	12.2	12.2	11.9	12.0
2000.01		12.5	31.7	32.3	5.7	·	·	·	13.1	12.9	12.9	13.1	
2000.02		20.5	30.2	5.2	21.9	·	·	·	13.3	12.8	13.2		
2000.03		34.4	5.3	6.3	23.5	·	·	·	12.4	12.6			
2000.04		11.3	26.8	13.9	13.1	·	·	·	12.3				
·		·	·	·	·	·	·	·					
·		·	·	·	·	·	·						
·		·	·	·	·	·							
2008.08		11.1	22.6	19.8	18.3								
2008.09		12.2	24.5	10.9									
2008.10		10.3	23.0										
2008.11		8.9											

산출 항목은 앞서 <표 III-1>에서 지정한 바와 같이 6개 보험종목에 대해 종목별 해지율을 산출하고, 각 종목별로 성별·도달 연령별 해지율 추정을 기본으로 하였다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 데이터가 가용한 범위 내에서 보험종목별 특성에 따라 산출 기초를 달리 적용하고자 하였다. 예를 들면, 금리 연동형 연금의 경우에는 납입 방법을 감안하여 해지율 차이를 살펴보았다. 연금 보험은 일정 기간 이상 가입 시 비과세 혜택을 부여하기 때문에 세제 혜택을 활용하려는 동기가 상당할 것이다. 따라서 일시금으로 목돈을 예치하는 일시납 계약이 일정 정도 존재한다. 이런 측면을 반영하여 납입 방법을 일시납과 분할납으로 구분하였는데 분할납은 월납, 2월납, 3월납, 6월납 및 연납을 포함한다. 또한, 2003년 8월부터 방카슈랑스제도가 도입되었기 때문에 판매채널 관련 데이터가 가용한 변액 연금에 대해서는 설계사·대리점과 방카슈랑스 채널로 구분하여 각각에 대한 해지율을 산출한 후 비교하였다.³⁶⁾

36) 일반계정 연금의 경우 방카슈랑스 채널을 통해 판매된 계약의 경과월차별 건수가 충분하지 않기 때문에 판매채널 요인을 고려할 수 없었다.

2. 상품별 해지율 추정

가. 종신보험

1) 전체

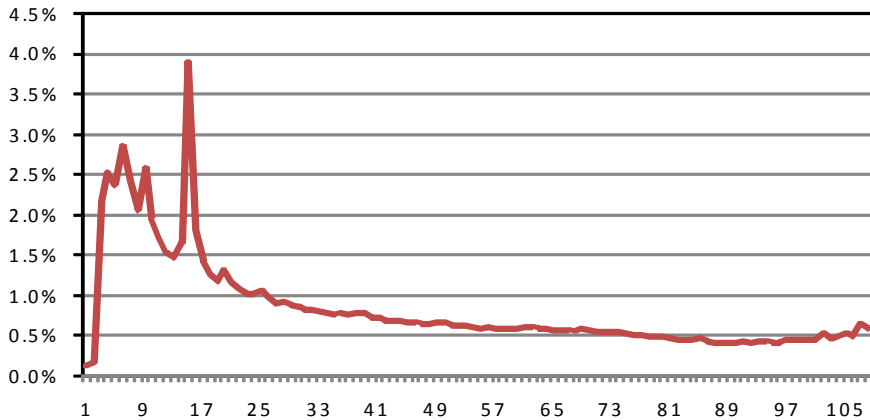
2000~2008년 전사 데이터의 종신보험에 대한 경과월차별 해지율 추이는 <그림 III-2>와 같다. 6개월 경과 후 해지율은 2.8%에 달하고 이후 감소하다가 15개월 경과 후 3.5% 수준으로 높아진 후 지속적으로 하락하는 모습을 보인다. 종신보험의 해지율은 계약 초반에만 특정 경과월에 해지율이 급증하는 현상이 나타난 후 기간 경과에 따라 상당히 안정적인 형태를 보인다.

15개월 경과 시점에서 해지율이 급증한 것은 판매채널에 대한 신계약 수당의 지급 구조와 관련된 것으로 보인다. 분석 데이터가 개별 계약에 대한 구체적인 정보를 갖는 개별 자료가 아니기 때문에 신계약 수당의 지급 구조를 파악할 수 없지만, 일반적으로 보험회사가 신계약 수당을 12~24개월 내에 분급한다는 점을 감안할 때 수당 지급이 종료된 시점 이후에 해지율이 급증한 것으로 판단된다.³⁷⁾

생명보험회사의 판매수당 지급 구조는 초기 유지를 독려하기 위해 환수조치라는 페널티와 보너스를 결합한 경우가 일반적이다. 판매수당의 지급 구조가 회사별 영업 기밀에 해당하므로 명시적인 자료는 없지만 보험회사가 신계약수당을 선지급한 후 12개월 이내 실효 시 환수조항을 두고 있으며, 24개월까지 유지될 경우에는 유지보너스를 지급하는 것이 일반적이다. 따라서 24개월까지는 계약을 유지시키기 위한 판매채널의 유인이 강하다고 볼 수 있다. 회사별로 환수 페널티가 부과되는 기간과 유지 보너스가 지급되는 기간이 상이하므로 산업 평균적으로는 15개월 시점에서 판매채널의 유지 동기가 하락하여 해지율이 크게 높아지는 것으로 추정된다. 이러한 특성은 이후에 추정할 다른 보험종목에 대해서도 동일하게 적용된다.

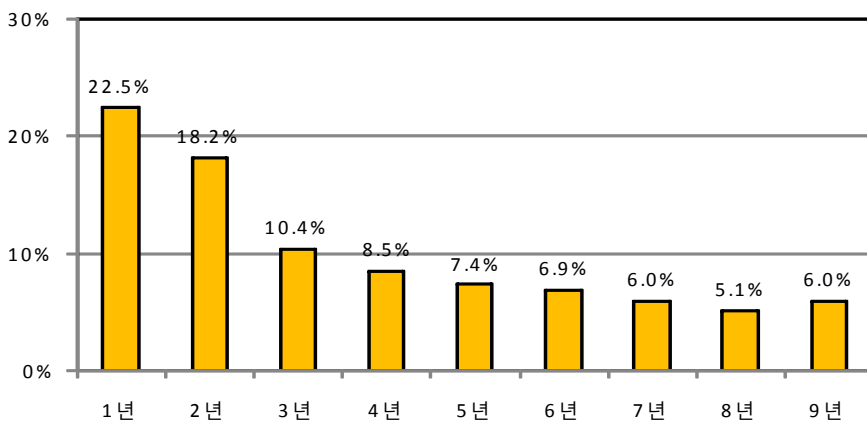
37) 개별 계약의 특성을 포함한 데이터를 분석한 LIMRA(2006)에 의하면 판매 수당의 지급이 종료된 후 해지율이 크게 상승하였다. 수당 지급 후 해지율은 수당 지급 기간 대비 전속채널 2~3배, 독립대리점 4~10배 정도 높은 것으로 나타났다.

<그림 III-2> 종신보험의 경과월차별 해지율 추정



분석 기간 평균 종신보험의 월 해지율 수준은 1.19%로 추정되었으며 이를 연간 기준으로 환산하면 14.3% 수준이다. 경과년도 기준으로 해지율을 산출하면 1차년도가 22.5%로 가장 높고 이후에는 감소하는 추이를 보여 2차년도에 18.2%로 낮아지고 3차년도에 다시 10.4% 수준으로 낮아진다. 4차년 이후부터 10% 미만 수준으로 하락한 후 지속적으로 낮아져 8차년도에는 5%대 수준으로 낮아진다.

<그림 III-3> 종신보험의 경과년수별 해지율 추정



종신보험 가입 후 누적 유지율을 경과년도 기준으로 정리하면 <표 III-5>와 같다. 1년 경과 후에도 실효·해지되지 않고 유지되는 계약의 비중은 79.7% 수준으로 나타났으며, 2년 경과 후에도 유지되는 계약의 비중은 66.3% 수준이다. 3년이 경과한 시점까지 유지되는 계약 비중은 59.7% 수준으로 낮아지며, 4년 경과 후에도 유지되는 계약 비중은 54.8% 수준으로 나타났다. 5년 경과 시점까지 유지되는 계약 비중은 50.9%로 낮아지고 6년 경과 후까지 유지되는 계약 비중은 47.4% 수준으로 나타났다. 계약 체결 후 7년이 경과한 시점의 유지율은 44.7% 수준으로 추정되며 9년이 경과하면 유지되는 계약 비중은 40.0% 수준으로 낮아진다.

<표 III-5> 종신보험의 경과년수별 누적 유지율 추정

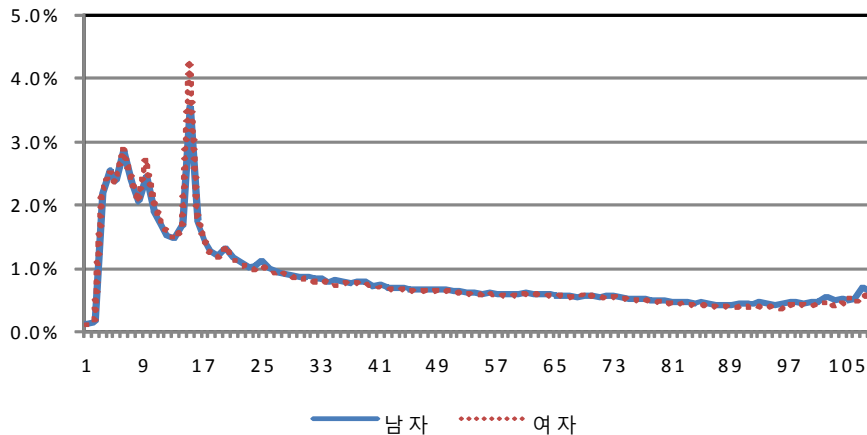
1년 12월차	2년 24월차	3년 36월차	4년 48월차	5년 60월차	6년 72월차	7년 84월차	8년 96월차	9년 108월차
79.7%	66.3%	59.7%	54.8%	50.9%	47.4%	44.7%	42.4%	40.0%

2) 성별

<그림 III-4>는 종신보험의 경과월차별 해지율을 성별로 구분하여 산출한 것이다. 계약 초기에는 여자 해지율이 남자 해지율보다 약간 높은 것으로 나타나며 15개월에는 여자 해지율이 남자 해지율보다 0.8%p 높게 나타났다. 16개월 이후에는 성별 차이가 거의 발생하지 않고 거의 유사한 양상을 보인다. 대상 기간 평균 월 해지율은 남자 1.17%, 여자 1.22% 수준으로 추정되어 여자의 해지율이 약간 높은 것으로 나타났으나 통계 검증 결과 양자간 유의한 차이가 존재하지는 않는 것으로 나타났다.³⁸⁾

38) 남자와 여자의 해지율이 동일하다는 귀무가설에 대한 t통계량의 p값이 0.2035로 나타나 귀무가설을 기각할 수 없다.

<그림 III-4> 종신보험의 성별 해지율 추정

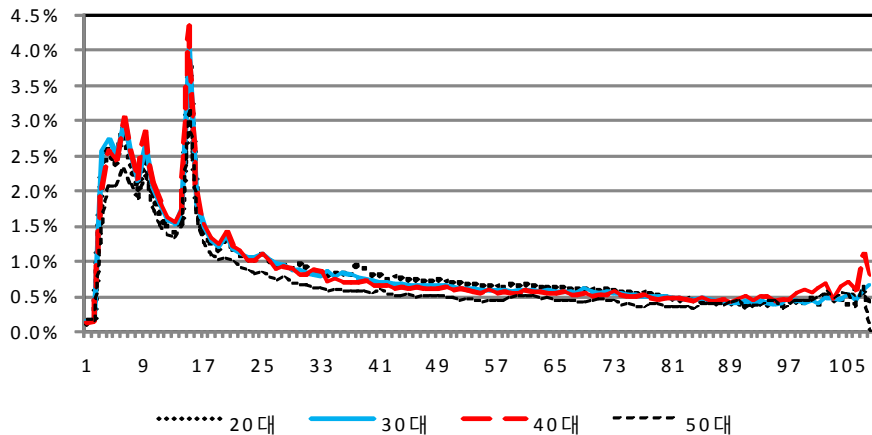


3) 도달 연령

종신보험의 해지율을 도달 연령별로 추정하면, 절대 수준에서는 차이가 나지만 경과월차별 패턴은 대체적으로 유사한 양상을 보인다. 대상 기간 평균 월 해지율 수준은 20대 1.22%, 30대 1.24%, 40대 1.21%, 50대 1.01%로 추정되어 50대가 크게 낮다. 이는 경제활동이 활발한 20~40대의 경우 경제적 필요에 의한 해지 유인이 높은 반면, 50대의 경우 연령 증대에 따른 위험 보험료 상승으로 기존 계약을 해지한 후 신규 상품으로 가입하기 어렵기 때문으로 풀이된다. 도달 연령 간 종신보험의 해지율 차이가 존재하는가에 대한 통계적 검증 결과 50대와 타 연령대와의 해지율 차이는 유의한 것으로 나타났다.³⁹⁾

39) 50대와 20대, 30대 및 40대의 해지율이 동일하다는 귀무가설에 대한 p값은 모두 0.0000으로 나타나 귀무가설을 기각한다.

<그림 III-5> 종신보험의 도달 연령별 해지율 추정



4) 가입 연도

가입 연도에 따른 종신보험의 해지율 변동을 1~4년 경과 후 누적 유지율 기준으로 살펴보면 명확한 추이를 발견하기 어렵다. 대체적으로 누적 유지율은 2002년 계약이 가장 낮고 2001년 계약이 가장 높다. 그러나 가입 연도가 최근에 가까워질수록 유지율이 개선되는 일관된 양상은 발견하기 힘들고 상당히 불규칙한 양상을 보인다.

<표 III-6> 종신보험의 가입 연도별 누적 유지율 추이

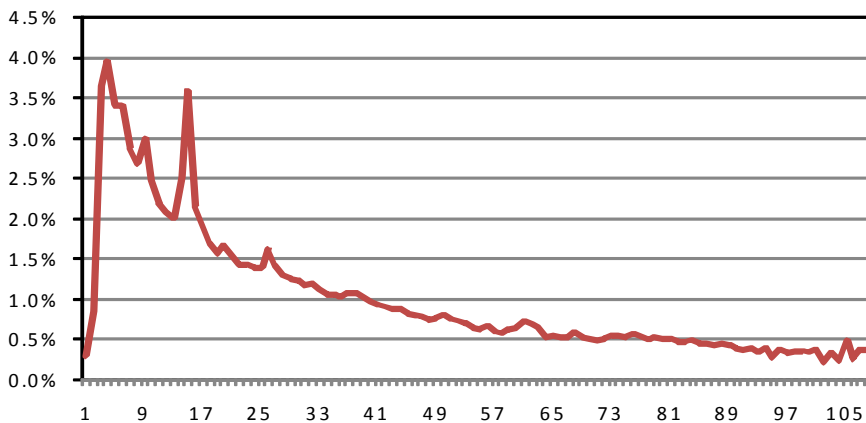
계약년도	경과기간				
	1년 후	2년 후	3년 후	4년 후	5년 후
2000	80.6%	71.0%	64.6%	59.2%	55.2%
2001	83.8%	71.2%	63.6%	58.4%	54.6%
2002	76.0%	60.4%	53.8%	49.2%	45.4%
2003	78.7%	66.0%	59.7%	54.9%	51.1%
2004	80.0%	68.0%	61.5%	56.7%	
2005	80.7%	68.7%	62.4%		
2006	81.1%	66.4%			
2007	81.0%				

나. 정기보험

1) 전체

정기보험에 대한 경과월차별 해지율 추이는 <그림 III-6>과 같다. 정기보험의 해지율 패턴도 종신보험과 매우 유사한 양상을 보이지만 절대 수준이 종신보험에 비해 높다. 계약 후 1~2월 해지율은 매우 낮는데 비해 3~6월 해지율이 3.4~4.0% 수준으로 높아지며, 이후 낮아지다가 다시 15월 경과 시점의 해지율이 3.6% 수준으로 상승한다. 16개월 이후부터는 지속적으로 해지율이 낮아지며 41월차 이후에는 1%대 미만으로 낮아진다.

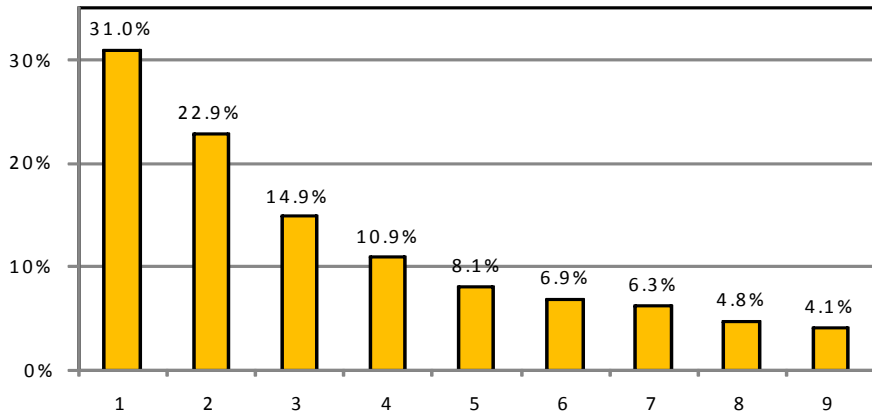
<그림 III-6> 정기보험의 경과월차별 해지율 추정



분석 기간 평균 정기보험의 월 해지율 수준은 종신보험보다 0.61%p 높은 1.80%로 추정되며 이를 연간 기준으로 환산하면 21.6%이다. 경과년도 기준으로 정기보험의 해지율을 산출하면 <그림 III-7>과 같이 1차년도에 31.0%로 매우 높고 이후에는 빠른 속도로 감소하는 추이를 보여 2차년도에 22.9%로 낮아지고 3차년도에 다시 14.9%로 낮아진다. 5차년 이후부터 10% 미만 수준으로 하락한 후 지속적으로 낮아져 9차년도에는 4% 수준으로 낮아진다. 정기보험의 연도별 해지율을 종신보험과 비교해 보면 1~7차년까지는 정기보험의 해지율이 더 높

은 것으로 추정되지만, 8~9차년에는 상황이 반전되어 정기보험 해지율이 더 낮아지는 것으로 나타난다.

<그림 III-7> 정기보험의 경과년수별 해지율 추정



정기보험 가입 후 기간 경과에 따른 누적 유지율을 경과년도 기준으로 살펴보면 <표 III-7>과 같다. 1년 경과 후 유지되는 계약이 73.0%에 불과할 정도로 1차년도에 해지 경향이 높으며, 2년 경과 후 유지 비중도 57.9% 수준으로 낮다. 3년 경과 후 유지 비중은 49.9% 수준으로 급락하며, 4년 경과 후 유지되는 비중은 44.7% 수준이다. 5년 경과 시점의 유지 비중은 41.2%로 종신보험 대비 10%p 정도 낮고, 6년 경과 시점의 유지 비중도 38.4%에 불과하다. 정기보험 계약 체결 후 9년이 경과하는 시점까지 유지되는 비중은 33.0%에 불과한 것으로 나타났다.

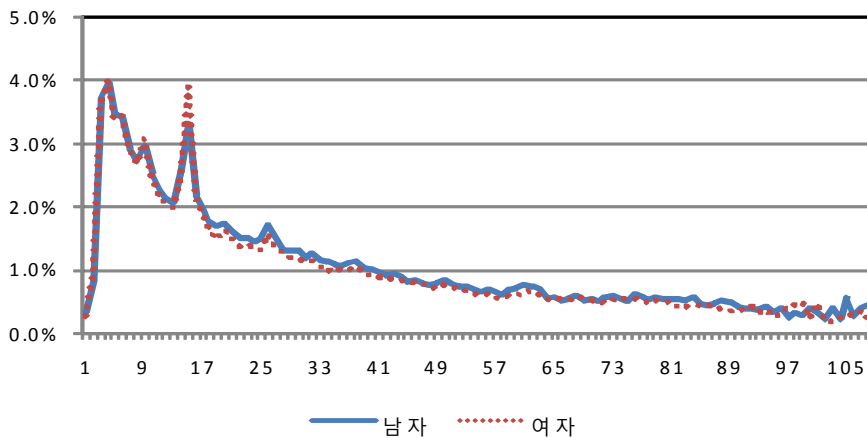
<표 III-7> 정기보험의 경과년수별 누적 유지율 추정

1년 12월차	2년 24월차	3년 36월차	4년 48월차	5년 60월차	6년 72월차	7년 84월차	8년 96월차	9년 108월차
73.0%	57.9%	49.9%	44.7%	41.2%	38.4%	36.1%	34.4%	33.0%

2) 성별

정기보험에 대한 해지율을 성별로 구분하여 산출하면 <그림 III-8>과 같다. 이는 종신보험의 성별 해지 패턴과 상당히 유사한 것이다. 계약 초기에는 여자 해지율이 남자 해지율보다 약간 높은 것으로 나타나며 15개월차 해지율은 여자가 남자보다 0.6%p 높게 나타났다. 그러나 16개월 이후에는 여자의 해지율이 더 낮은 것으로 나타나며 대상 기간 평균 월 해지율도 남자 1.83%, 여자 1.79% 수준으로 추정되어 여자의 해지율이 남자에 비해 소폭 낮은 것으로 나타났다.⁴⁰⁾

<그림 III-8> 정기보험의 성별 해지율 추정



3) 도달 연령

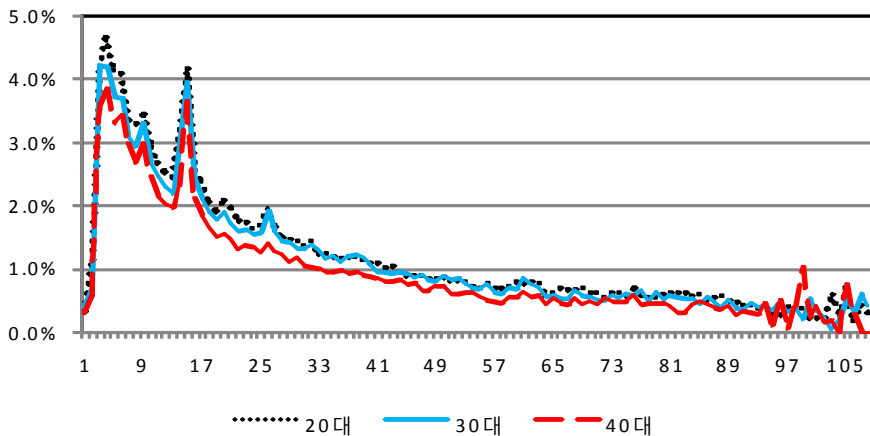
정기보험에 대한 도달 연령별 해지율 추정은 경과월차별 데이터가 충분하다고 판단되는 20~40대만을 대상으로 하였다. <그림 III-9>에서 보는 바와 같이 연령 구간별로 절대 수준은 차이가 나지만 경과월차별 모습은 대체적으로 유사한 양상을 보인다. 40대의 해지율이 90개월 경과 이후 불안정한 모습을 보이는 것은 40대 계약자의 특성 때문이 아니라 경험 데이터가 충분하지 못하기 때문이다.⁴¹⁾

40) 정기보험의 성별 해지율 수준에 대한 통계 검증 결과 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

41) LIMRA(2005)에 따르면 미국 정기보험에서는 모든 경과기간에 걸쳐 매우 안정적인 모습

정기보험의 월 평균 해지율 수준은 20대에는 2.05%로 매우 높고, 30대 1.98%, 40대 1.69%로 나타나 30대에 비해 40대 해지율이 낮다. 이는 종신보험과 마찬가지로 정기보험도 연령이 높아질수록 위험 보험료가 상승함에 따라 신규 가입이 어려워져 해지 유인이 낮아지기 때문으로 보인다.⁴²⁾

<그림 III-9> 정기보험의 도달연령별 해지율 추정



4) 가입 연도

정기보험의 가입 연도별 해지율 변동을 누적 유지율 기준으로 살펴보면 종신보험과 달리 명확한 추이가 나타난다. 최근 연도로 접어들수록 1차년도부터 5차년도까지 누적 유지율이 높아지는 모습을 보인다. 예를 들면, 1차년도 경과 후 유지율은 2000년 계약의 경우 61.1%에 불과하였으나 이후 개선되는 추이를 보여 2007년 계약에서는 75.3%로 높아졌다. 5년 후 유지율도 2000년 가입자는 30.9%로 매우 낮았으나 2007년 가입자는 44.6%로 높아졌다.

으로 고연령 계약자의 해지율이 저연령 계약자의 해지율보다 낮게 나타났다.

42) 도달 연령 간 정기보험의 해지율 차이가 존재하는가에 대한 통계 검증 결과 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 III-8> 정기보험의 가입 연도별 누적 유지율 추이

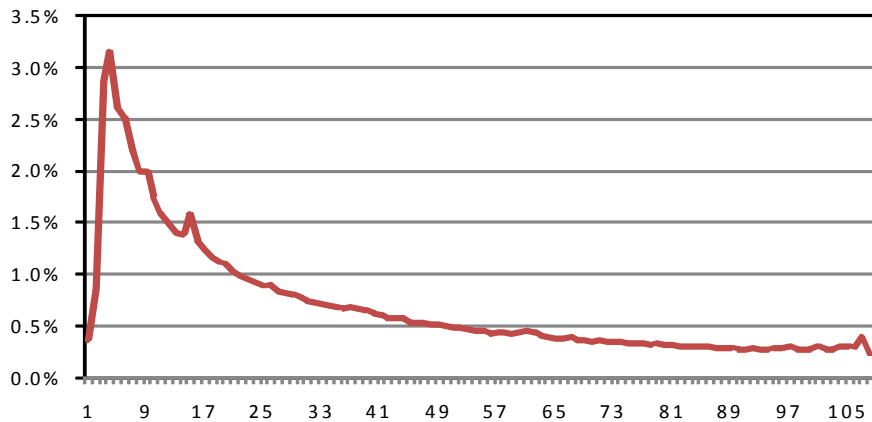
계약년도	경과기간				
	1년 후	2년 후	3년 후	4년 후	5년 후
2000	61.1%	46.7%	38.8%	33.9%	30.9%
2001	63.1%	45.4%	37.2%	32.8%	30.1%
2002	68.6%	48.5%	41.0%	36.7%	33.5%
2003	74.2%	60.2%	53.4%	48.3%	44.6%
2004	77.8%	64.3%	55.9%	50.5%	
2005	71.5%	55.7%	47.8%		
2006	75.2%	61.1%			
2007	75.3%				

다. 암보험

1) 전체

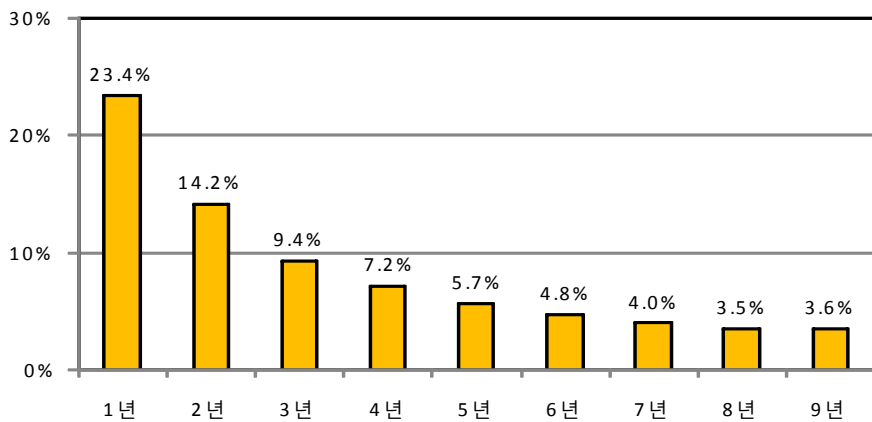
암보험에 대한 경과월차별 해지율 추이를 추정한 결과는 <그림 III-10>과 같다. 암보험의 경우 3개월 경과 후 해지율이 2~3% 수준으로 높아지고 이후 감소하다가 다시 9개월과 15개월에 1~2% 수준으로 상승하는 형태를 보인다. 16개월 이후부터 지속적으로 해지율이 하락하는 모습을 보이며 기간 경과에 따라 매우 안정적인 형태를 보인다. 앞서 살펴본 종신보험 및 정기보험에 비해 암보험의 해지율은 크게 낮은 것으로 나타났다. 대상 기간 동안 암보험의 경과월차별 해지율은 1.08% 수준으로 추정되며 이를 연간 기준으로 환산하면 13.0%이다. 암보험의 월 평균 해지율 수준은 종신보험 및 정기보험 대비 각각 0.11%p, 0.72%p 낮은 수준이다.

<그림 III-10> 암보험의 경과월차별 해지율 추정



경과년도 기준으로 해지율을 산출하면 <그림 III-11>에서 보는 바와 같이 1차년도에는 23.4%로 가장 높게 나타나며 2차년도 들어서는 14.2%로 크게 낮아진다. 3차년도에는 10% 미만인 9.4% 수준으로 낮아지며 4차년 이후에도 큰 폭으로 낮아져 8차년도에는 3.5% 수준까지 낮아진다.

<그림 III-11> 암보험의 경과년수별 해지율 추정



암보험에 대한 누적 유지율 추이를 경과년수 기준으로 살펴보면 <표 III-7>과

같다. 1년 경과 후에도 해지하지 않고 유지되는 비중은 78.9%로 추정되었으며, 2년 후 유지 비중은 68.4%로 추정되었다. 3년까지 유지되는 계약 비중도 62.2% 수준에 달하며, 4년차까지 유지되는 계약 비중은 57.9% 수준으로 추정된다. 누적 유지율은 7년 경과 시점에는 50.1% 수준으로 낮아지지만 9년 경과 후까지 유지되는 계약 비중도 46.6%에 달하는 것으로 추정된다.

<표 III-9> 암보험의 경과년수별 누적 유지율 추정

1년 12월차	2년 24월차	3년 36월차	4년 48월차	5년 60월차	6년 72월차	7년 84월차	8년 96월차	9년 108월차
78.9%	68.4%	62.2%	57.9%	54.7%	52.2%	50.1%	48.3%	46.6%

2) 성별

<그림 III-12>는 암보험에 대한 해지율을 성별로 구분하여 산출한 것이다. 그림에서 보는 바와 같이 남자와 여자의 암보험에 대한 해지율 패턴은 매우 유사한 것으로 나타나지만 절대 수준 측면에서 볼 때 모든 경과월차에 걸쳐 여자 해지율이 남자 해지율보다 낮은 것으로 나타난다.

월 평균 암보험 해지율 수준은 남자가 1.18%인데 비해 여자는 1.00% 수준으로 0.18%p 낮게 추정된다. 통계적 검증 결과도 남자와 여자의 해지율 간에는 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.⁴³⁾ 암보험에 대한 해지율이 남자보다 여자가 더 낮은 이유는 여자의 경우 남자보다 평균 기대수명이 6~7세 정도 높아⁴⁴⁾ 질병에 노출되는 기간이 더 길기 때문이다. 또한 최근 들어 여자의 암 발생률이 높아짐⁴⁵⁾에 따라 암보험에 대한 여자의 보험료 인상이 더 커서 신규 가

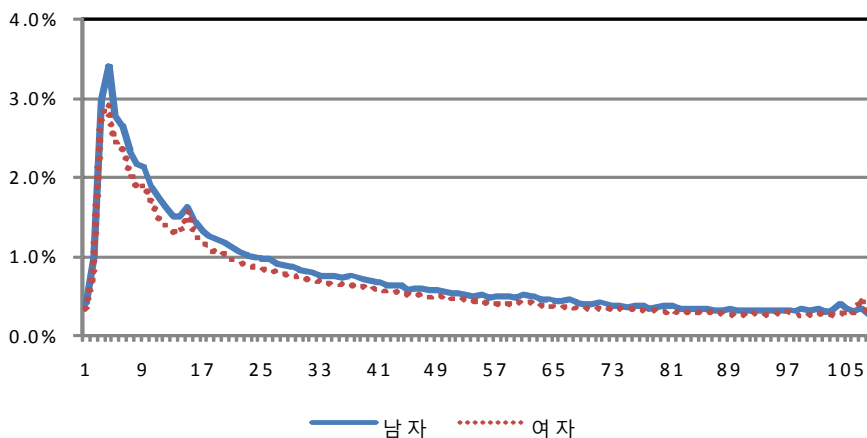
43) 남자와 여자의 암보험 해지율이 동일하다는 귀무가설에 대한 p값이 0.0000로 나타나 귀무가설을 기각한다.

44) 통계청에 의하면 2008년 기준 기대여명은 남자 76.54세, 여자 83.29세로 추정되어 여자의 기대여명이 6.75세 높다.

45) 보건복지가족부 보도자료(2009.12.22)에 의하면 암 발생자수는 2006년 15만 3,237명, 2007년 16만 1,920명으로 2005년 14만 5,858명 대비 각각 5.1%, 11.0% 증가하였다. 성별로 살

입이 용이하지 않기 때문이다.

<그림 III-12> 암보험의 성별 해지율 추정



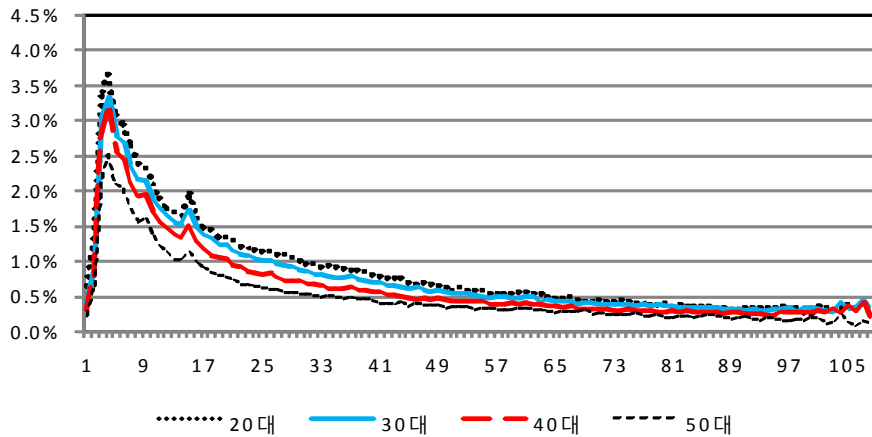
3) 도달 연령

암보험의 해지율을 도달 연령별로 추정하면, 모든 경과월차에 걸쳐 일관된 패턴이 나타나는데, 1개월 경과 후부터 108개월 경과 시점까지 연령 계층이 높을수록 해지율이 낮은 것으로 나타난다. 월 평균 해지율 수준은 20대에는 1.30% 수준으로 높지만, 30대에는 1.18% 수준으로 낮아지고, 40대 및 50대에는 각각 1.04%, 0.87% 수준으로 크게 낮아진다. 즉, 도달 연령과 암보험의 해지율 간 뚜렷한 역관계가 존재한다.

이러한 현상은 연령이 증대됨에 따라 암 발생 확률은 높아져 보장 수요는 증대되는 반면, 신규 가입 시 보험료 인상 폭이 높아지므로 보유 계약에 대한 해지 동기가 크게 낮기 때문으로 보인다. 도달 연령 간 암보험의 해지율 차이가 존재하는가에 대한 통계적 검증 결과에서도 모든 연령대 간 해지율 차이가 유의한 것으로 나타났다.

퍼보면 1999~2007년 동안 암 발생이 연간 2.9%씩 증가하였는데 남자의 발생률은 1.3%인데 비해 여자는 4.9%로서 여자의 발생률 증가가 남자보다 훨씬 높다.

<그림 III-13> 암보험의 도달 연령별 해지율 추정



4) 가입 연도

암보험의 가입 연도별 해지율 변동을 누적 유지율 기준으로 살펴보면 대체적으로 최근에 체결된 계약일수록 유지율이 개선되는 것으로 나타난다. 1차년도 경과 후 유지율은 2000년 계약은 69.0%였으나 2004년 계약에서는 77.6%로 높아졌고 2007년 계약은 81.8% 수준으로 개선되었다. 4년 경과 후 누적 유지율도 2000년에 체결된 계약은 45.0%로 낮았으나 2004년 계약은 59.7%로 14.7%p 높아졌다.

<표 III-10> 암보험의 가입 연도별 누적 유지율 추이

계약년도	경과기간				
	1년 후	2년 후	3년 후	4년 후	5년 후
2000	69.0%	58.1%	50.9%	45.0%	41.8%
2001	77.3%	63.1%	54.6%	49.7%	46.9%
2002	68.2%	52.4%	46.2%	42.8%	40.4%
2003	73.1%	61.6%	56.0%	52.0%	49.1%
2004	77.6%	68.9%	63.5%	59.7%	
2005	81.4%	72.6%	67.3%		
2006	82.7%	73.8%			
2007	81.8%				

라. 금리 확정형 연금

1) 전체

금리 확정형 연금의 경과월차별 해지율 추이는 <그림 III-14>와 같다. 보장성 보험과 마찬가지로 15월차 해지율이 3.45%로 가장 높게 나타나고 이후 낮아지는 모습을 보인다. 그러나 금리 확정형 연금의 경우 가입 후 5년이 경과한 61월차 시점에서 해지율이 1.39% 수준으로 높아지는 현상이 나타나며 7년이 경과한 85~86월차 시점에서 다시 소폭 상승한다. 이는 장기저축성 보험의 보험차익에 대한 비과세 혜택⁴⁶⁾ 요건이 충족되는 시점에서 해지율이 급증하는 현상 때문이다. 미국의 연금상품에서는 해지 수수료(surrender charge)가 면제되는 시점에서 해지율이 크게 높아지는 해지 충격(shock lapse)⁴⁷⁾ 현상이 나타나는데 비해 우

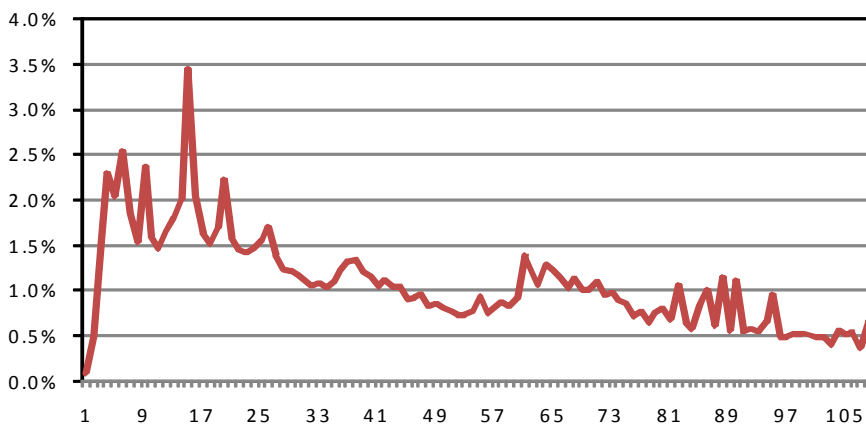
46) 저축성보험의 경우 금융상품 간 과세 형평을 위해 보험차익(=만기환급금-납입보험료)은 원칙적으로 이자소득으로 보아 과세한다. 다만, 계약 유지 기간이 일정 기간 이상 장기인 경우에는 만기 또는 중도 해지 시 수령하는 금액 중에서 납입보험료를 초과하는 금액 즉, 보험차익에 대해 비과세 혜택을 부여한다.

리나라 연금의 경우에는 세제효과로 인한 해지 충격이 두드러지게 나타난다.

우리나라의 장기 저축성보험에 대한 비과세 정책은 지난 10년 동안 수차례 변경되었다. 2000년 12월 이전에 가입한 계약에 대해서는 5년만 유지하면 비과세 혜택이 주어졌으나 2001년 1월부터 2003년 12월까지 가입한 계약자에게는 7년 이상 납입해야 비과세 혜택이 주어졌다. 2004년 1월부터는 다시 비과세 요건이 강화되어 10년이 경과되어야 세제 혜택이 주어지는 것으로 비과세 요건이 강화되었다.

분석 대상 계약 중 2000년 1~12월 신계약은 5년만 가입하면 비과세 조항이 적용되었기 때문에 61월차 경과 후 해지율이 급증한 것이다. 경험 데이터에는 7년 가입시 비과세 혜택을 받을 수 있는 2001년 가입자도 포함되어 있기 때문에 85~86월차에 다시 해지율이 높아진 것이다.

<그림 III-14> 금리 확정형 연금의 경과월차별 해지율 추정

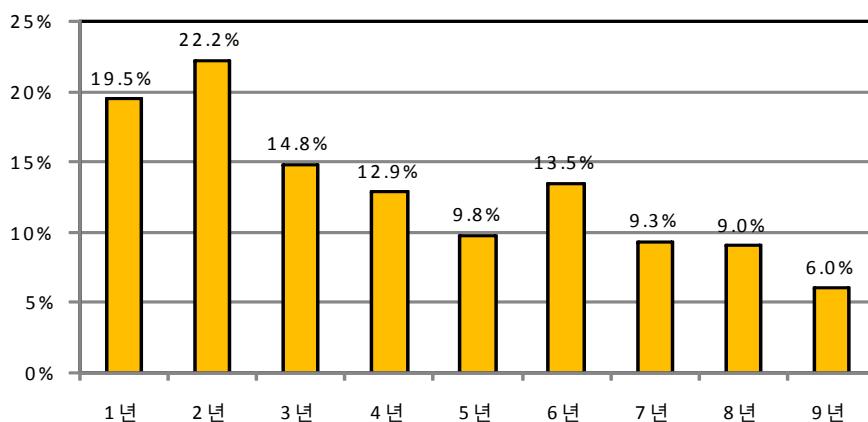


대상 기간 동안 금리 확정형 연금의 경과월차별 해지율 평균은 1.32%로 추정되며 이를 연간 기준으로 환산하면 15.9%이다. 동 종목의 해지율을 경과년도 기준으로 산출하면 <그림 III-15>와 같이 1차년도에 19.5%를 기록한 후 2차년도 들어 다시 22.2% 수준으로 높아진다. 3차년도 들어서는 14.8% 수준으로 크

- 47) 미국 연금상품의 경우 7차년도까지 해지 수수료를 부과하는 것이 일반적이기 때문에 해지 수수료가 면제되는 첫 번째 연도인 8차년도 경과 시점에서 해지율이 크게 높아진 후 다시 이전 수준으로 회복된다(LIMRA, 2006).

게 낮아지고, 이어 4차년도 및 5차년도에 각각 12.9%, 9.8% 수준으로 낮아진다. 그러나 6차년도 들어 감소하던 해지율이 13.5% 수준으로 높아지며, 7차년도 이후에는 다시 10% 미만 수준으로 하락한다. 6차년도에 해지율이 높아지는 현상은 앞서 경과월별 해지율 추이에서 지적한 바와 같이 비과세 혜택 부여 기간의 영향이 반영된 것이다.

<그림 III-15> 금리 확정형 연금의 경과년수별 해지율 추정



금리 확정형 연금의 누적 유지율을 경과년수 기준으로 정리하면 <표 III-11>과 같다. 1년 경과 후까지 유지되는 계약건수 비중은 82.1% 수준이며, 2년까지 유지되는 비중은 65.6% 수준으로 추정된다. 계약 체결 후 3년까지 유지되는 계약은 56.5%이며, 4년까지 유지되는 계약은 49.7% 수준이다. 5년 후까지 유지되는 계약은 45.0%로 낮아지고, 6년까지 유지되는 비중은 39.3% 수준으로 낮아진다. 금리 확정형 연금 계약의 9년차 유지율은 30.8% 수준으로 추정되어 계약 체결 후 9년이 경과하면 계약의 30%만 유지되고 나머지 70%는 해지되는 것으로 나타났다.

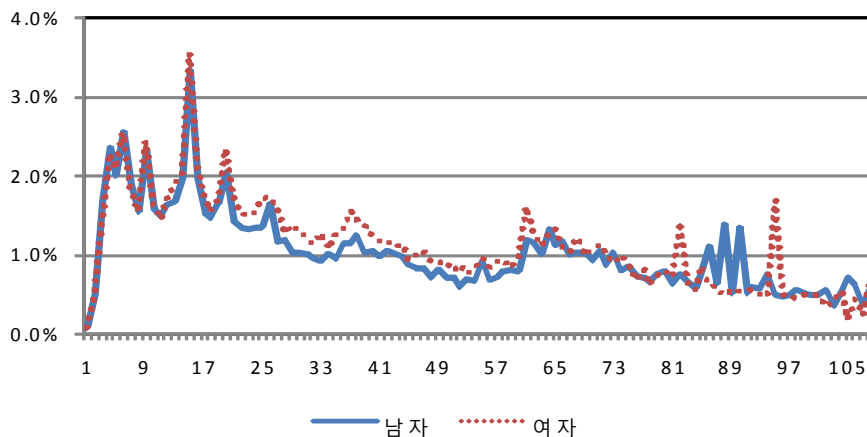
<표 III-11> 금리 확정형 연금의 경과년수별 누적 유지율 추정

1년 12월차	2년 24월차	3년 36월차	4년 48월차	5년 60월차	6년 72월차	7년 84월차	8년 96월차	9년 108월차
82.1%	65.6%	56.5%	49.7%	45.0%	39.3%	35.8%	32.7%	30.8%

2) 성별

금리 확정형 연금에 대한 성별 해지율 추정 결과는 <그림 III-16>에서 보는 바와 같이 남녀 간 뚜렷한 차이를 발견하기 어렵다. 다시 말하면, 암보험과 달리 모든 경과월차에 걸쳐 여자의 해지율이 남자보다 낮은 것으로 나타나지 않았다. 대상 기간 평균 해지율 수준은 남자가 1.28%인데 비해 여자는 1.38% 수준으로 추정되어 여자가 오히려 약간 높은 것으로 나타났다. 그렇지만 통계적 검증 결과는 유의하지 않은 나타났다.⁴⁸⁾

<그림 III-16> 금리 확정형 연금의 성별 해지율 추정

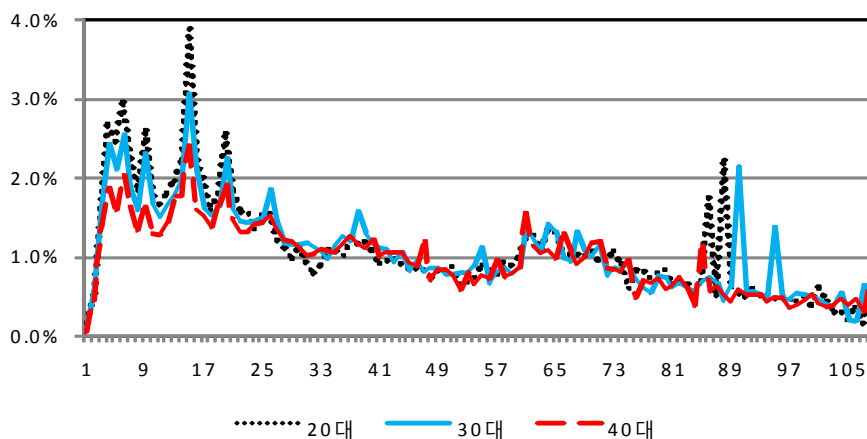


48) 남자와 여자의 금리 확정형 연금 해지율이 동일하다는 귀무가설에 대한 t통계량의 p값이 0.9236으로 나타나 귀무가설을 기각할 수 없다.

3) 도달 연령

금리 확정형 연금에 대한 해지율을 도달 연령별로 추정하면 <그림 III-17>에서 보는 바와 같이 세제 효과로 인한 해지 충격이 85~95월차 시점에서 나타났다. 동 상품의 경우 50대에 도달한 계약자가 충분하지 않기 때문에 50대 해지율은 산출하지 않았다. 연령별 평균 해지율 수준은 20대 및 30대에는 각각 1.38%, 1.33% 수준으로 유사하며 40대에는 각각 1.19% 수준으로 낮아졌다.⁴⁹⁾ 금리 확정형 연금에서는 보장성보험과 달리 경과기간 동안 일관되게 고연령일수록 해지율이 낮은 현상은 나타나지 않았다.

<그림 III-17> 금리 확정형 연금의 도달 연령별 해지율 추정



4) 가입 연도별

금리 확정형 연금의 계약 체결 연도별 해지율 변동을 살펴보면 대체적으로 최근 연도에 접어들수록 유지율이 개선되는 현상을 발견할 수 있다. 1차년도 경과 후 유지율은 가입 연도에 따라 54.3~93.5% 수준으로 나타나 격차가 크지

49) 통계적 검증 결과 20대와 40대, 30대와 40대 간에는 경과월차별 해지율이 동일하다는 귀무가설이 기각되었다. 그러나 20대와 30대 간에는 유의한 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

만 대체적으로 개선되는 추이를 보인다고 할 수 있다. 이러한 현상은 보험 차익의 비과세 요건이 강화(5년→7년→10년)된 것과도 관련된다고 볼 수 있다.

<표 III-12> 금리 확정형 연금의 가입 연도별 유지율 추이

계약년도	경과기간				
	1년 후	2년 후	3년 후	4년 후	5년 후
2000	62.0%	44.8%	38.3%	32.7%	27.4%
2001	66.9%	47.8%	39.6%	34.7%	31.2%
2002	54.3%	30.6%	24.2%	20.3%	17.5%
2003	75.0%	58.6%	50.9%	43.7%	39.9%
2004	93.5%	83.5%	73.6%	66.2%	
2005	89.1%	82.7%	76.6%		
2006	92.0%	77.6%			
2007	82.6%				

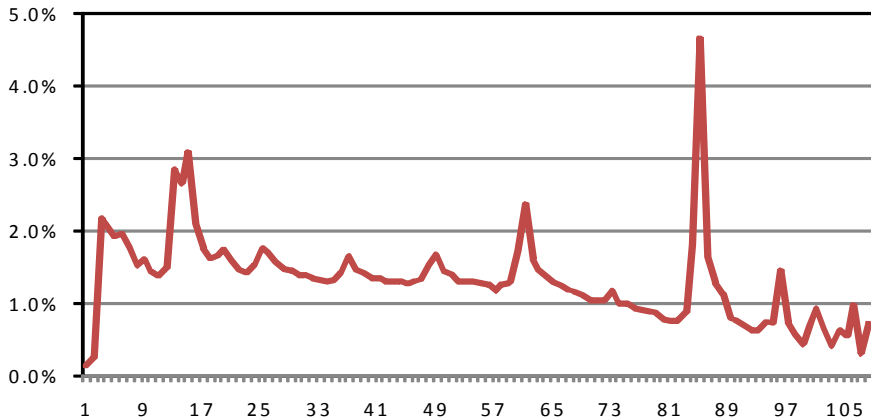
마. 금리 연동형 연금

1) 전체

금리 연동형 연금의 경과월차별 해지율 추이는 <그림 III-18>에서 보는 바와 같이 계약 초반 높다가 차츰 하락한 후 13월~22월차에 다시 높아진다. 이후 감소하는 모습을 보이다가 2번의 해지율 급증 현상이 발생한다. 61월차 해지율이 높아진 것은 비과세 요건인 5년 가입을 충족한 계약자가 해지하였기 때문이고, 85월차에 다시 급등한 것은 비과세 7년 가입 요건을 충족시킨 계약자가 해지하였기 때문이다.

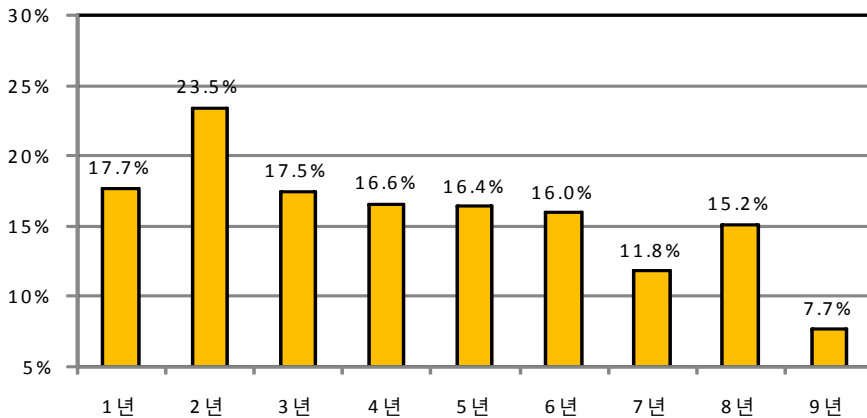
금리 연동형 연금 역시 금리 확정형 연금과 동일한 세제가 적용되지만 분석 기간 동안 계약의 분포 차이로 인해 양자 간 해지율 패턴이 달리 나타난 것이다. 즉, 금리 연동형의 경우 비과세 혜택 부여 기간이 7년으로 확대된 이후 가입한 계약이 많아서 해지 충격이 2번 발생한 것이다.

<그림 III-18> 금리 연동형 연금의 경과월차별 해지율 추정



대상 기간 동안 금리 연동형 연금의 경과월차별 해지율 수준은 금리 고정형 연금에 비해 0.25%p나 높은 1.57%로 추정되었다. 이를 연간 기준으로 환산하면 18.9% 수준에 해당한다. 동 종목의 해지율을 경과년도 기준으로 산출하면 <그림 III-19>에서 보는 바와 같이 1차년도 17.7%에서 2차년도에 23.5%로 높아진다. 3차년도 들어서는 17.5% 수준으로 낮아지고, 4~6차년도에도 지속적으로 낮아져서 7차년도에는 11.8%까지 하락한다. 그러나 8차년도 들어서는 비과세 요건인 7년 유지를 충족시킨 가입자들이 집중적으로 해지하기 때문에 15.2% 수준으로 높아진다. 이후 9차년도 들어서는 다시 7.7% 수준으로 낮아진다.

<그림 III-19> 금리 연동형 연금의 경과년수별 해지율 추정



금리 연동형 연금의 누적 유지율을 경과년수 기준으로 정리하면 <표 III-13>과 같다. 동 상품은 1년 경과 후 83.6%, 2년 경과 후에는 68.0% 정도 유지되는 것으로 추정되어 초기 유지율은 상대적으로 양호하다. 그러나 경과기간 3년까지 유지되는 계약은 55.3% 수준으로 낮아지며, 4년 누적 유지율도 46.8% 수준으로 낮아진다. 이후 유지율이 급속히 낮아져 6년 유지 비중은 33.7% 수준에 불과하며 7년 비과세 혜택 요건을 충족시키는 7년차 유지율은 30.0% 수준으로 급락한다. 계약 체결 후 9년이 경과하면 23.8%의 계약만 유지되는 것으로 나타났다.

<표 III-13> 금리 연동형 연금의 경과년수별 누적 유지율 추정

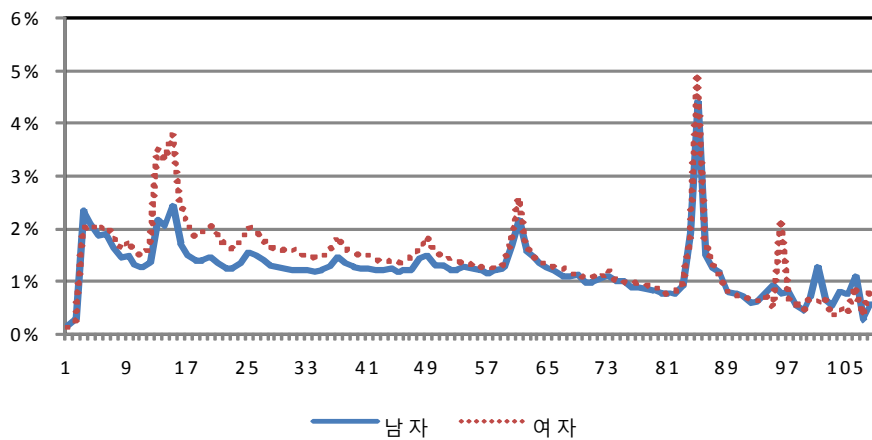
1년	2년	3년	4년	5년	6년	7년	8년	9년
12월차	24월차	36월차	48월차	60월차	72월차	84월차	96월차	108월차
83.6%	68.0%	55.3%	46.8%	39.6%	33.7%	30.0%	25.7%	23.8%

2) 성별

금리 연동형 연금에 대한 성별 해지율을 추정한 결과 금리 확정형과는 달리 남녀 간 뚜렷한 차이가 나타난다. 특히 계약 초반에는 여자의 해지율이 남자보

다 높은 것으로 나타났다. 대상 기간 평균 해지율 수준은 남자가 1.42%인데 비해 여자는 1.73% 수준으로 여자가 0.31%p 높은 것으로 나타났으며, 통계적 검증 결과도 유의한 것으로 나타났다.

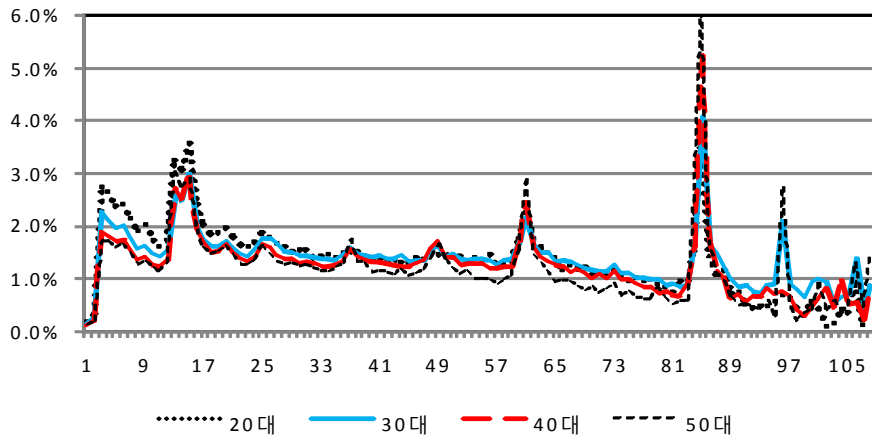
<그림 III-20> 금리 연동형 연금의 성별 해지율 추정



3) 도달 연령

금리 연동형 연금에 대한 해지율을 도달 연령별로 추정하면, 모든 연령대에 61월차와 85월차에 2번의 해지 충격 현상이 발생한다. 계약 초기의 해지율은 저연령 그룹일수록 높게 나타나지만 30월차 이후의 해지율은 연령 그룹별로 일관된 차이를 보이지 않는다. 동 상품에 대한 연령별 해지율 수준은 20대, 30대 및 40대에는 각각 1.79%, 1.59%, 1.47% 수준으로 추정되며 50대에 들어서도 여전히 1.40% 수준으로 높게 나타난다.

<그림 III-21> 금리 연동형 연금의 도달연령별 해지율 추정



4) 가입 연도별

금리 연동형 연금의 가입 연도에 따른 유지율 변동을 살펴보면 금리 확정형과 마찬가지로 최근 연도에 접어들수록 유지율이 개선된 것으로 나타난다. 1차년도 경과 후 유지율 수준은 가입 연도에 따라 71.3~87.4% 수준으로 나타나지만 2000년 71.3%에서 2007년 86.9%로 개선되는 추이를 보인다.

<표 III-14> 금리 연동형 연금의 가입 연도별 누적 유지율 추이

계약년도	1년 후	2년 후	3년 후	4년 후	5년 후
2000	71.3%	41.1%	30.1%	25.0%	22.3%
2001	78.7%	59.5%	49.1%	42.8%	37.4%
2002	73.9%	50.7%	41.3%	34.7%	29.7%
2003	79.8%	59.0%	48.5%	41.2%	34.4%
2004	82.9%	65.4%	55.3%	46.2%	
2005	85.0%	70.9%	60.7%		
2006	87.4%	72.0%			
2007	86.9%				

5) 납입 방법

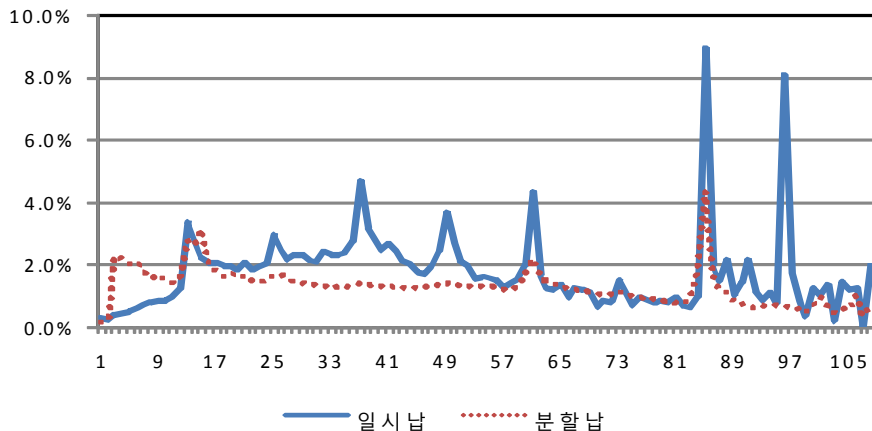
금리 연동형 연금의 경우 비과세 혜택이 부여되므로 저축 목적으로 가입하려는 유인이 매우 강한 상품으로 볼 수 있다. 비교적 자금 운용 측면에서 여유가 있는 계약자들은 일시납으로 목돈을 예치한 후 비과세 혜택을 향유할 수 있을 것이다. 이런 이유로 인해 연금의 경우 보장성보험과 달리 일시납 계약이 일정 정도 존재한다. 분석 대상 금리 연동형 연금 중 분할납 신계약은 95.2%에 달하는 399만 건 정도이며 일시납으로 체결된 신계약건수는 4.8%인 20만 건 수준이다.

납입 방법에 따른 분석 결과 <그림 III-22>에서 보는 바와 같이 계약 초기를 제외하고는 일시납 해지율이 분할납에 비해 더 높은 것으로 나타났다.⁵⁰⁾ 분할납 해지율의 경우 15차월에 최고점을 기록한 후 지속적으로 감소하다가 61월차, 85월차에 소폭 높아지는 양상을 보인다. 반면, 일시납 해지율은 25월차, 37월차 등 1년이 경과하는 시점에서 해지율이 높아지며, 비과세 요건을 충족시키는 61월과 85월차의 해지율은 다른 월차에 비해 급등한다. 대상 기간 평균 해지율은 분할납이 1.56%인데 비해 일시납은 1.71%로 0.15%p 높게 추정되었으며, 통계 검증 결과 납입 방법 간 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

금리 연동형 연금의 일시납 계약 해지율이 분할납보다 높게 나타난 것은 동 상품에 대한 가입 목적과 연관된 것으로 해석할 수 있다. 즉, 일시납 가입자들은 세제 혜택을 활용하여 자산을 축적하려는 유인이 분할납 가입자에 비해 더 강하기 때문에 비과세 요건을 충족시키는 즉시 해지하는 경향이 나타난 것으로 보인다.

50) 1월차를 제외하고는 15월차까지 분할납의 해지율이 일시납보다 더 높게 추정되었다.

<그림 III-22> 금리 연동형 연금의 납입 방법별 해지율 추정



바. 변액 연금

1) 전체

우리나라의 경우 변액 연금이 2002년에 처음 도입되어 채 10년이 안되었기 때문에 경과기간별 해지⁵¹⁾ 행태에 대한 정밀한 분석은 어렵다고 볼 수 있다. 도입 초반인 2002~2003년 계약건수가 극히 미미하기 때문에 경과기간 5차년도까지의 해지율만 산출 가능하다고 판단되며 61월차 이후 해지율은 경험 데이터의 한계로 산출하기 어렵다고 보여진다.⁵²⁾

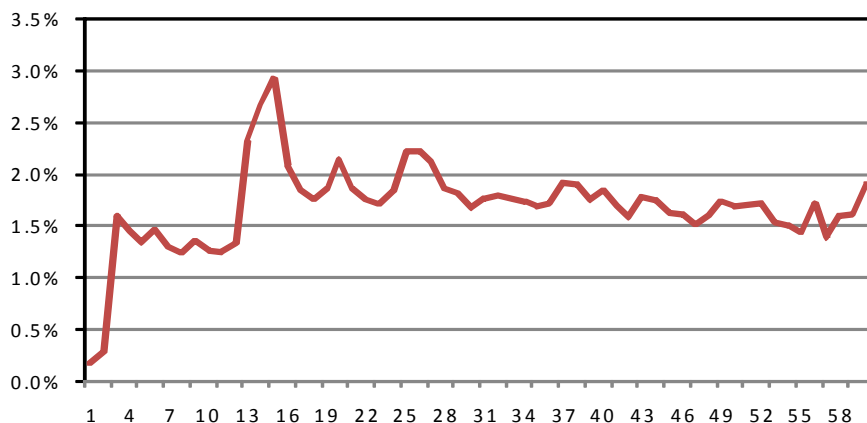
변액 연금의 경과월차별 해지율 추이는 <그림 III-23>과 같은 모습으로 추정

51) 최저보증옵션이 부여된 변액 연금의 경우 두 가지 해지 개념이 존재한다. 첫 번째는 계약자가 변액 연금의 기대 현금흐름 현가를 고려하지 않고 개인 사정으로 해지하는 것이다. 이는 앞서 살펴본 상품과 동일하게 경험통계를 활용하여 추정할 수 있다. 두 번째는 계약을 유지할 경우 기대되는 미래 현금흐름 현가와 특정 시점에서 해지할 경우 가치를 비교하여 후자가 더 클 경우 해지하는 것이다. 이 부분은 금융공학 이론에 따라 추정한다. 본고에서는 첫 번째 해지 개념에 입각하여 변액 연금의 해지율을 추정한다.

52) 2002년 10월부터 변액 연금 계약이 체결되었으나 2003년까지는 매우 소규모였으며, 2004~2005년 계약건수가 평균 3천 건에 불과하였다. 2006년 이후에야 변액 연금 계약건수가 10만 건 이상으로 증대되었다.

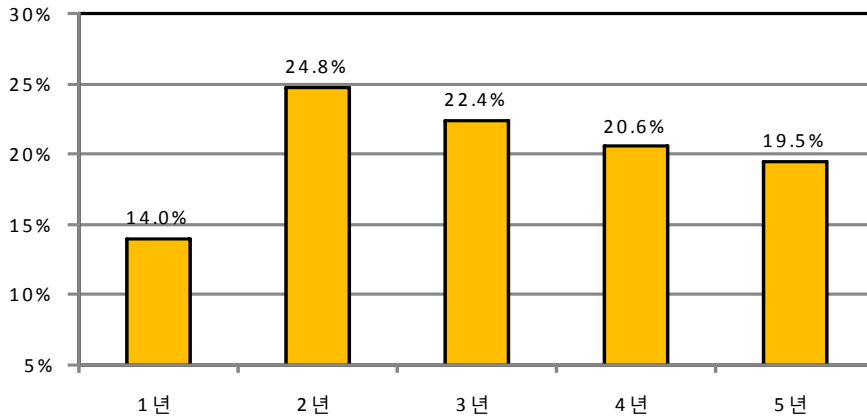
된다. 변액 연금 가입 후 1년이 경과한 13월차에 해지율이 2.32% 수준으로 높아진 후 16월차까지 높은 수준을 유지하다가 이후 감소하는 추이를 보인다.

<그림 III-23> 변액 연금의 경과월차별 해지율 추정



분석 대상이 된 변액 연금의 월 평균 해지율은 1.54%로 추정되었으며 이를 연 기준으로 환산하면 18.51% 수준으로 나타났다. 동 상품의 경과년수별 해지율 수준을 살펴보면 금리 확정형 및 연동형과는 다르게 나타난다. <그림 III-24>에서 보는 바와 같이 1년 경과 후에는 14.0%로 비교적 낮지만, 2년 경과 후 24.8%로 크게 높아지고, 3~5년 경과 후에도 거의 20%대에 근접할 정도로 높은 수준을 유지한다.

<그림 III-24> 변액 연금의 경과년수별 해지율 추정



변액 연금의 누적 유지율을 경과년수 기준으로 정리해보면 <표 III-15>와 같다. 변액 연금 계약 중 1년 경과 후에도 유지되는 계약의 비중은 86.9% 수준이며, 2년 경과 후 유지 비중은 70.1% 수준이다. 3년 경과 후에도 유지되는 계약은 53.9% 수준으로 낮아지며, 4년 경과 후에는 43.8% 수준으로 크게 낮아진다. 5년 누적 유지율은 다시 36.0% 수준으로 하락하여 변액 연금 가입 후 5년이 경과되면 전체 계약자의 35% 정도만 잔존하는 것으로 나타난다.

변액 연금은 장기적인 물가상승에 따른 보험금의 실질가치 감소를 보전하기 위해 도입된 상품이기 때문에 일반 간접투자상품⁵³⁾과는 근본적으로 차이가 있으나 단기투자 성격의 상품과 마찬가지로 계약 유지 기간이 매우 짧은 것으로 나타났다. 이는 일반계정 연금과 달리 변액 연금은 계약자가 보험회사 홈페이지를 통해 해당 펀드의 수익률을 일단위로 확인할 수 있기 때문에 적립금 변동시 해지 유인을 억제하기 어렵기 때문으로도 해석할 수 있다.

53) 수익증권, 신탁상품 등이 해당한다.

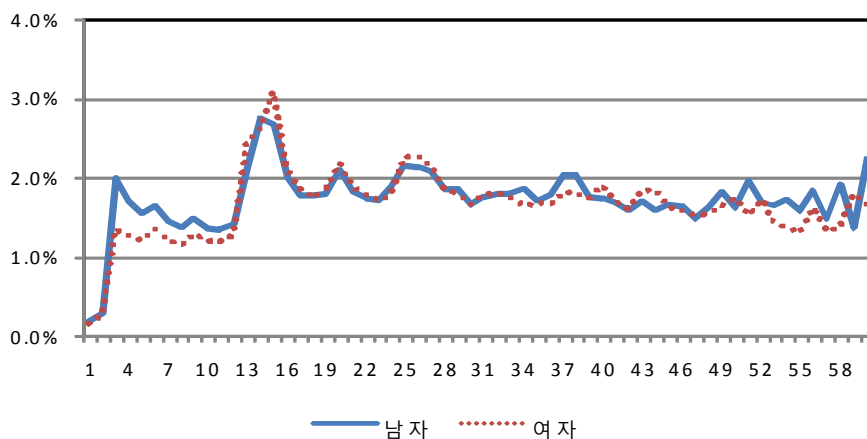
<표 III-15> 변액 연금의 경과년수별 누적 유지율 추정

1년 12월차	2년 24월차	3년 36월차	4년 48월차	5년 60월차
86.9%	70.1%	53.9%	43.8%	36.0%

2) 성별

변액 연금에 대한 성별 해지율 추정 결과 금리 연동형 연금과 마찬가지로 남녀 간 차이가 발생하지만, 절대 수준 측면에서는 달리 나타났다. 즉, 남자 해지율은 1.61%인데 비해 여자는 1.50% 수준으로 남자가 0.11%p 높은 것으로 나타났다으며, 통계적 검증 결과도 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 남자 해지율은 계약 초기에 해당하는 14차월까지만 여자에 비해 높은 것으로 나타나며 그 이후에는 일관된 양상을 발견하기 어렵다.

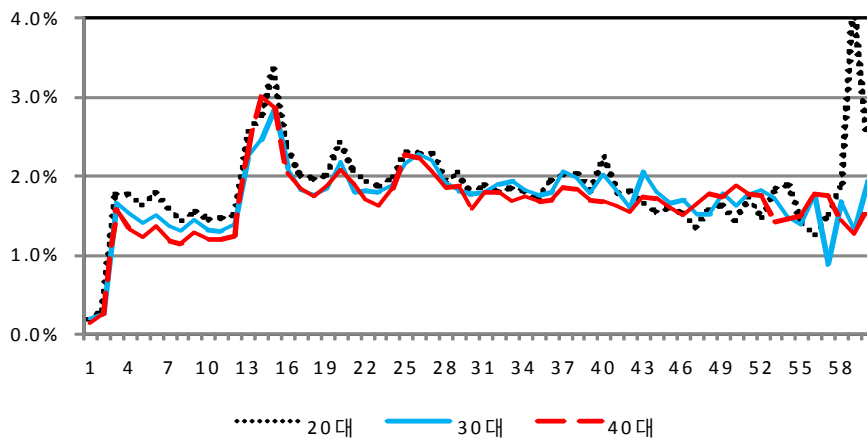
<그림 III-25> 변액 연금의 성별 해지율 추정



3) 도달 연령

변액 연금에 대한 해지율을 도달 연령별로 추정하면 <그림 III-26>에서 보는 바와 같이 일관된 형태를 발견하기 어렵다. 1월차부터 60월차까지의 평균적인 해지율 수준은 20대가 1.72%로 가장 높게 나타났으며 30대 및 40대에는 각각 1.58%, 1.51% 수준으로 낮아지는 것으로 추정된다. 50대 이상 연령 계층의 경우 경과월차별 데이터 건수가 극히 적어서 적정 해지율 산출이 어렵다. 연령 계층 간 변액 연금 해지율의 차이가 존재하는가에 대한 통계 검증 결과 20대와 30대·40대 간에는 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

<그림 III-26> 변액 연금의 도달 연령별 해지율 추정



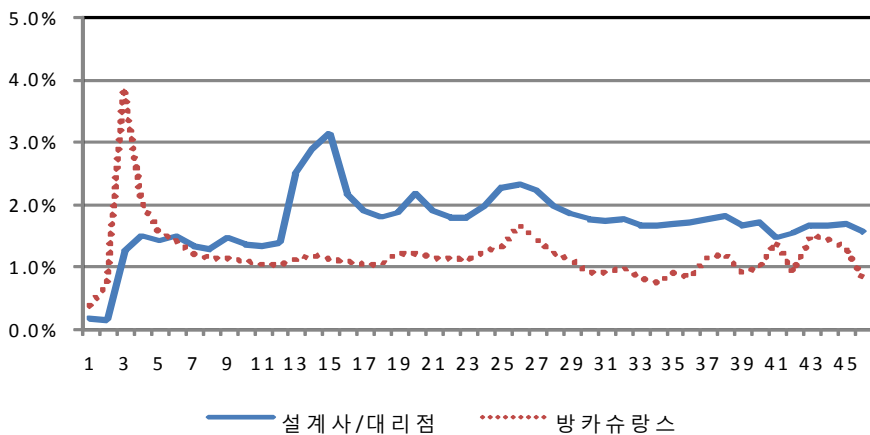
4) 판매채널

설계사, 대리점, 방카슈랑스 등 판매채널 간 보험계약을 체결하는 고객 집단이 상이하고 판매 수수료를 지급하는 구조가 다를 경우 보유 계약을 유지시키는 데 서로 다른 유인이 존재할 것이다. 이런 측면을 반영하여 변액 연금 판매채널을 방카슈랑스와 설계사·대리점으로 구분하였다. 납입 방법 측면에서 일시납과 분할납 간 해지율 차이를 통제하기 위해 분할납 계약만을 대상으로 하였다. 분석 대상이 된 분할납 변액 연금 중 방카슈랑스는 20.3%를 차지하는 39

만 8천 건이며, 설계사·대리점은 79.7%인 156만 건에 달한다.

일반적으로 방카슈랑스 채널은 은행을 정기적으로 이용하는 신용 상태가 양호한 고객을 대상으로 보험을 판매하기 때문에 유지율도 양호할 것으로 기대할 수 있다. 변액 연금 분할납 계약 중 판매채널 구분이 가능한 2005.1~2008.11월 까지 47월차에 대한 채널 간 해지율 수준을 추정하면 <그림 III-27>과 같다. 방카슈랑스 채널은 3개월 경과 시점에 가장 해지율이 높고 이후 점차 감소하는 모습을 보이는 반면, 설계사·대리점은 1년 미만 시점에서는 해지율이 낮지만 13~15개월 경과 시기에 높아진 후 점차 감소한다. 방카슈랑스 채널의 경우 3개월 시점에서 해지율이 가장 높게 나타난 것은 판매과정에서의 불완전성과 관련되며 설계사·대리점은 다른 상품과 마찬가지로 신계약 수당의 지급 구조에 기인하여 13~15월차 시점의 해지율이 높아진 것으로 보인다. 1~47월차 평균 설계사·대리점의 해지율은 1.57%, 방카슈랑스는 1.32%로 추정되며 통계 검증 결과도 채널 간 유의한 해지율 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

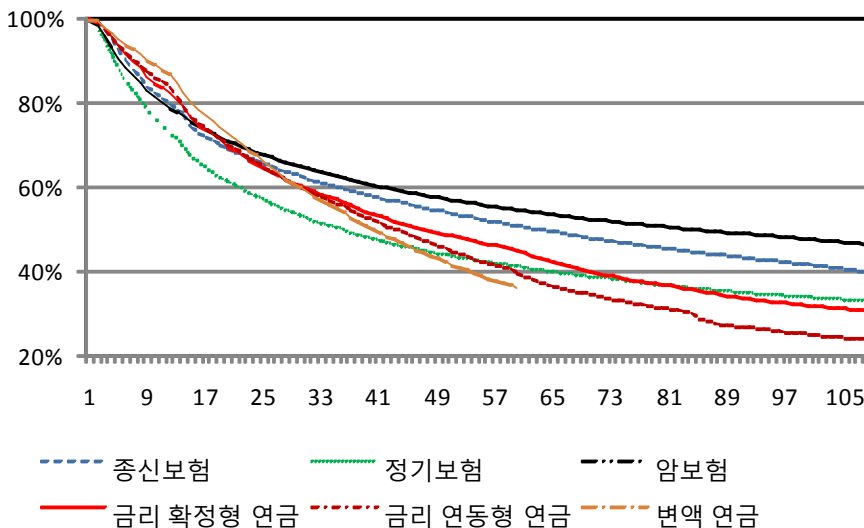
<그림 III-27> 변액 연금의 판매채널 간 해지율 추정



3. 상품별 해지율 비교 및 시사점

대표적 상품 유형 6개 종목을 선정하여 전사 경험 데이터를 분석한 결과 상품별 누적 유지율 및 해지율은 서로 다른 특징을 보인다. <그림 III-28>에서 보는 바와 같이 전체적으로 정기보험을 제외한 종신보험과 암보험의 누적 유지율이 연금보험보다 높은 것으로 나타났다. 종신·암보험과 연금보험의 누적 유지율을 비교해 보면, 계약 초반인 20월차까지는 연금보험의 유지율이 소폭 높게 나타난다. 그러나 21월 경과 후부터는 상황이 반전되어 종신·암보험의 누적 유지율이 연금상품보다 높게 나타나며 경과월차가 증대될수록 양자 간 격차가 확대된다. 유지율이 낮은 정기보험조차도 81월차 이후에는 연금보험 수준을 상회하는 것으로 나타난다. 81월차 이후 누적 유지율을 상품 종목별로 비교해 보면 암보험이 가장 높고, 종신보험, 정기보험, 금리 확정형 연금 및 금리 연동형 연금 순으로 나타난다.

<그림 III-28> 상품 종목별 누적 유지율 비교

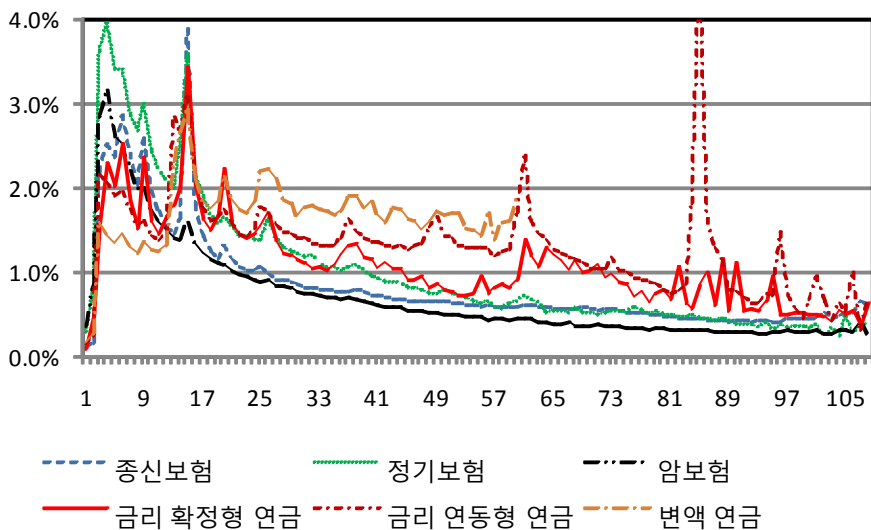


상품별 해지율 수준 및 패턴 역시 <그림 III-29>에서 보는 바와 같이 상품

별로 달리 나타난다. 종신보험, 정기보험 및 암보험의 경우 기간이 경과될수록 해지율이 감소하는 안정적 추이를 보이는 반면, 연금은 기간의 경과에도 불구하고 변동성이 높은 것으로 나타났다. 또한, 해지율의 절대 수준 측면에서도 보장성보험이 더 낮은 것을 알 수 있다.

보장성보험의 경우 41개월 이후 월 해지율이 1.0% 미만으로 낮아지는 반면, 연금보험의 경우 해지 충격으로 인해 안정적으로 낮아지는 추세를 발견하기 어렵다. 종신보험의 해지율은 경과 기간에 따라 매우 안정적인 형태를 보이며 정기보험에 비해 낮은 수준이다. 연금상품 중에서는 변액 연금의 해지율이 가장 높고, 금리 연동형 및 금리 확정형 순으로 높다. 비록 변액 연금의 경험 데이터가 충분하지는 않지만 본 분석에 의하면 변액 연금의 해지율이 일반 연금의 해지율보다 더 높은 것으로 나타났다. 경제 환경이 변동함에 따라 연금 계약자는 해지 옵션을 행사할 수 있는데, 옵션을 행사하는 동기가 일반 연금과 변액 연금 간 상이한 것으로 보인다.

<그림 III-29> 상품 종목별 경과월차별 해지율 비교



본 연구에서 활용한 데이터는 미시 정보를 포함하지 않은 건수 기준의 합산 데이터이므로 종목별로 해지율 차이가 발생하는 이유에 대한 추가 분석이

어렵다. 다만 Smith(2004)의 연구에서도 상품종목별로 체계적인 해지율 차이가 존재함으로 보인 바 있어 본 연구의 결과도 외국의 선행연구와 일치한다고 볼 수 있다. 이와 같이 상품간 경과월차별 해지율 차이가 발생하는 것은 해지 행동이 거시변수의 변동에만 기인하지 않고 판매과정(sales and advice effects)과도 관련되기 때문이다(Diacon & O'Brien, 2002).

보험종목별로 경과월차별 해지율 추이를 비교하면 모든 종목의 초기 해지율이 높게 나타나는 공통 사항을 발견할 수 있다. 계약 초기의 해지율이 높게 나타나는 것은 보험상품의 적합성(suitability) 및 가용성(affordability)과 관련된 것으로 판단된다. 계약자 측면에서 볼 때 가입 시점부터 보험 수요가 존재하지 않았거나(낮은 적합성) 경제적으로 계속 보험료를 납입하기 곤란한 상태(낮은 가용성)에 있었다면 가입 후 계약을 유지시킬 유인이 낮아지고 경제적으로도 문제가 되어 해지에 이르게 될 것이다. 이런 양상은 최초 판매과정에서의 문제점을 암시하는 것으로 계약 초기 해지는 향후 납부해야 할 보험료에 대한 부담 때문에 발생한다고 볼 수 있다.

적합성 및 가용성 외에 15월차 해지율이 높게 나타나는 현상은 판매조직의 수당 체계와 관련된 것으로 보인다. 데이터의 한계로 경과월차별 해지 패턴과 판매조직의 수당 체계를 직접적으로 연관시켜 분석할 수는 없으나 일반적으로 국내 생명보험회사는 신계약 판매수당을 12~24개월에 걸쳐 분할하여 지급하고 있으며, 초기 해지 시 기지급한 판매수당을 환수하는 조치를 두고 있다. 따라서 판매채널 측면에서는 신계약 수당을 지급받는 기간에는 적극적으로 계약을 유지시키고자 노력할 것이다. 다시 말하면, 판매 수수료 구조상 계약 후 1년여 동안은 판매채널이 신규로 체결된 계약을 잘 관리하여 유지시켜야 할 유인이 상대적으로 다른 기간에 비해 높기 때문에 해지율 수준이 낮아지다가 동 기간이 종료되는 12~15월차 시점에 해지가 증대된 것으로 판단된다.

또 다른 특징은 보장성보험의 경우 기간 경과에 따라 해지율이 감소하는 현상은 자동적인 계약자 선택(automatic policyholder selection)의 일환으로 해석될 수 있다. 즉, 보장성보험 가입 후 일정 기간 동안 해지하지 않는 계약자들은 그 이후 해지 의향이 크게 낮아짐을 의미하는 것이다.

본장에서는 상품 특성을 중심으로 각 요인별로 경과월차별 해지율의 최선 추정치를 산출하였다. 이어 IV장에서는 해지율의 동적 특성을 파악하기 위해

시계열 자료를 기반으로 예측 모형을 제시하고자 한다. 해지율의 동적 특성을 이해하는 것은 보험회사의 유동성 및 수익성 측면에서 매우 중요하다. 이는 계리적 가정에 해당하는 해지율이 자신의 과거 시차 값뿐만 아니라 금리, 실업, 인플레이션 등 경제적 가정의 변동에 의해서도 영향을 받을 수 있기 때문이다. 특정 보험회사 측면에서는 주요 거시변수의 변동에 따른 해지율의 변동이 사전에 감지될 수 있으면 이에 대한 적절한 대비책을 마련할 수 있다는 점에서 유용한 정보라 할 수 있다.

IV. 해지율 예측 모형

1. 데이터 및 방법론

가. 데이터

일반기업뿐만 아니라 보험회사도 의사결정 및 경영계획 수립에 있어 미래에 대한 예측치는 중요한 지표가 된다. 여러 예측치 중 최근 회계제도 변경, 현금 흐름방식의 가격산출방식 도입, 내재가치 활용 등 보험산업의 환경변화로 말미암아 개별 보험회사들의 경영계획 수립에 있어 산업전반에 걸친 해지율 예측치가 특히 중요해졌다. 해지율 예측치를 확보하기 위해서는 적합한 해지율 예측 모형 개발이 필수적인데, 현 보험산업에 있어 그러한 예측 모형 개발은 여전히 미흡한 실정이다. 이러한 점에 착안하여 본 장에서는 III장에서 분석된 상품별 데이터를 기반으로 시계열 자료인 월별 해지율을 계산한 후 해당 월별 해지율 자료를 이용하여 단변량 및 다변량 시계열 예측 모형의 개발을 시도하고자 한다. 참고로 시계열 예측 모형은 일반적인 추정 모형과는 달리 표본 외 예측(out-of-sample prediction)이 가능한 장점을 지니고 있다. 이러한 장점 덕분에 과거의 주어진 자료만을 이용하여 미래에 대한 예측치를 얻을 수 있고, 이를 통해 보험회사의 경영계획 수립에 유용한 정보를 제공할 수 있다.⁵⁴⁾

본장의 분석대상 보험종목으로 III장과 달리 종신보험, 금리 확정형 및 연동형 연금으로 한정한다. 이 3개 종목으로 한정하는 가장 큰 이유로는 지면 관계상 III장에 포함된 모든 보험종목을 다루기 힘들다는 점이다. 그래서 보장성 보험에 속하는 종신, 정기, 암보험 중 대표 종목에 해당하는 종신보험만을 분석에 포함시켰다. 한편 변액 연금을 분석에서 제외한 이유로는 변액 연금은

54) 표본 외 예측이라 함은 종속변수 또는 타 변수의 시차변수를 설명변수로 이용하는 시계열 예측 모형은 가령 주어진 과거자료가 2010년 2월(현재)까지 존재할 때 그 설명변수에 동년 3월(미래) 자료가 존재하지 않더라도 3월 예측치를 구할 수 있음을 의미한다. 반면, 일반적인 추정 모형을 이용할 경우에는 설명변수에 3월 자료가 없으면 3월에 해당하는 예측치를 구할 수 없다는 점에 유의해야 한다.

2002년 10월부터 판매가 시작되었기 때문에 경험 통계로 집적된 시계열이 매우 짧아 유효한 모형 개발이 어렵다고 판단하였기 때문이다. 따라서 본 연구는 상기 3개의 종목에 한하여 시계열 예측 모형을 개발하기로 한다.

한편, 보험종목별 월별 해지율을 계산하기 위해서 <표 III-2> 계약일 기준 계약건수 변동 예시를 이용한다. 가령, 계약연월이 2008년 11월인 0월차 보유건수, 동년 10월인 1월차 보유건수, 동년 9월인 3월차 보유건수 등은 모두 2008년 11월 기준 총보유건수에 산입된다. 각 경과월차 해지건수도 동일한 방식을 적용하여 계산한다. 이런 방식을 통하여 구한 총보유건수⁵⁵⁾와 총해지건수를 이용함으로써 해당연월의 월별 해지율(=총해지건수/총보유건수)을 계산할 수 있다. 그리고 보험종목별 13월차 월별 해지율 예측 모형⁵⁶⁾도 추가로 본장에서 구축하는데, 그 이유로는 13월차 해지율 예측치가 생명보험회사에 중요한 정보가 될 수 있기 때문이다. 보험종목별 13월차 해지율은 <표 III-4> 해지율 추정 예시에서 나타난 자료를 활용한다. 월별 해지율의 분석대상 기간⁵⁷⁾은 1999년 12월부터 2008년 11월까지, 13월차 해지율은 2000년 12월부터 2008년 11월까지이다.⁵⁸⁾

나. 방법론

앞서 언급하였듯이 본 절에서 사용되는 보험종목별(13월차 포함) 해지율은 시계열 자료이다. 시계열 자료는 그 자료의 특징에 따라 다양한 모형이 적용

55) 보험개발원 기초 통계 자료에 의하면 해당 경과월에 나타나 있는 보유건수는 해지건수가 포함된 총보유건수이다.

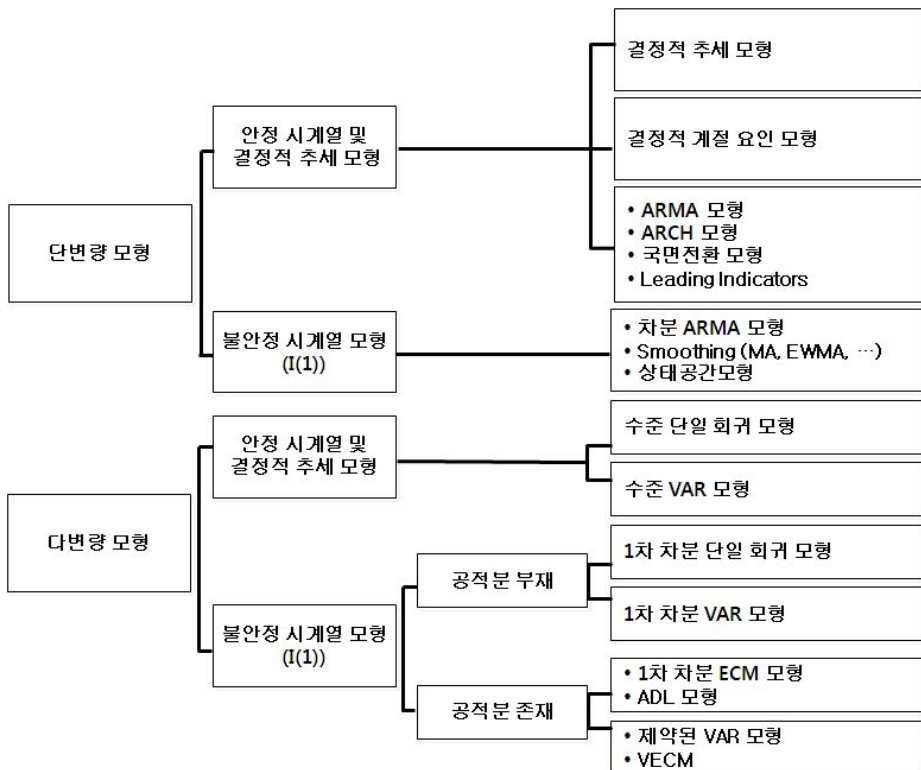
56) 후술하겠지만 13월차 해지율의 다변량 시계열 예측 모형 결과에 대한 자세한 내용을 본문에 포함시키지 않고 간략히만 서술한다. 그 이유로는 13월차 해지율 관련 다변량 모형의 경우 모형의 추정 및 적합도가 좋지 않아 예측 모형으로 채택하기 어려웠기 때문이다.

57) 실제 보험개발원 기초 통계 자료를 이용하여 계산된 월별 해지율은 2008년 12월 해지율까지 포함되어 있지만, 해당 시점의 해지율이 다른 시점과 비교해 일관성이 상당히 떨어지는 문제를 보임에 따라 2008년 12월 해지율은 분석대상 기간에서 제외하였다.

58) 본문에서 언급된 해지율은 13월차를 비롯한 모든 경과월차의 해지율을 고려한 것으로 볼 수 있다. 그리고 해지율과 13월차 해지율 간 용어상 혼동이 발생 가능할 경우 항상 13월차를 명기하기로 한다.

된다. 그 모형의 분류는 <그림 IV-1>과 같다.

<그림 IV-1> 시계열 모형의 분류



자료 : Abelson, P. and Joyeux, R., *Economic Forecasting*, Allen & Unwin Academic, 2000.

우선 크게 시계열 변수가 단수 또는 복수이냐에 따라 단변량 또는 다변량 시계열 모형으로 구분된다. 단변량 모형은 그림에서 나타나 있듯이 후술되는 시계열 자료의 안정성(stationarity) 여부에 따라 구분되어 지는데 시계열이 안정적이거나 단순히 결정적 추세를 가질 경우 결정적 추세(DT: Deterministic Trend) 모형, ARMA(Autoregressive Moving Average) 모형, 변동성 모형인

ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 모형, 국면전환 모형 (Regim-Switching Model) 등이 사용되고, 시계열이 불안정할 경우 차분 ARMA 모형, 상태공간 모형(State Space Model) 등이 사용된다.

다변량 분석에서는 시계열 자료의 안정성 외에도 공적분(cointegration) 관계의 존재 여부가 중요하다. 만약 복수 시계열 자료가 1차 적분(I(1))인 임의 확률보행(random walk)을 따를 때 공적분 관계가 존재한다면 단일 방정식의 오차수정모형(ECM: Error Correction Model), 자기시차분포(ADL: Autoregressive Distributed Lag) 모형, 또는 다수 방정식의 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 사용할 수 있다. 반면, 공적분 관계가 존재하지 않을 경우에는 차분 단일 회귀모형 또는 차분 벡터자기상관(VAR: Vector Autoregressive) 모형을 사용하여야 한다. 물론 시계열 자료가 모두 안정적이라면 수준 단계의 단일 회귀 모형이나 VAR 모형을 사용하면 된다.

시계열 분석을 위해서는 모형 자체에 대한 이해뿐만 아니라 시계열 자료가 갖는 특성을 이해해야 하는데, 그 주요한 특징으로 시계열의 안정성이 있다. 시계열 자료의 안정성이란 쉽게 말해 시계열 자료의 확률적인 특징이 시간과 무관하다는 것이다. 즉, 시계열 자료가 갖는 모집단의 적률(즉, 평균, 분산, 공분산 등)이 시간에 관계없이 일정하다는 뜻이다. 반면, 시계열 자료가 불안정하게 되면 이러한 적률들이 시간에 따라 가변적이다.

만약 분석에 포함된 시계열 자료가 시간 가변적, 즉 추세가 있을 경우에는 계량적인 분석 자체에 신뢰성이 떨어질 수 있다. 따라서 일관성이 있는 분석을 위해서는 안정적인 시계열 자료 확보가 중요하다. 물론 거시경제지표나 본 연구에 포함된 해지율 자료들은 대부분 추세를 가지고 있기 때문에 불안정 시계열에 해당한다. 그 결과 시계열 모형을 구축함에 있어서도 이들 불안정 시계열 자료를 안정 시계열로 전환시켜야 한다.

시계열 자료의 안정성 여부를 판단하기 위한 검정 방법으로 자기상관함수 (autocorrelation function), 편자기상관함수(partial autocorrelation function)를 이용할 수 있다. 아울러 보다 통계적인 검정 방법으로 단위근 검정(unit root tests)도 실시할 수 있다. 참고로 본 연구는 입수된 자료의 시계열적 안정성

여부 판단을 위하여 단위근 검정 방법을 사용할 것이다.

단위근 검정 시 가장 보편적으로 많이 사용되는 방법은 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test) 검정과 PP(Phillips-Perron Test) 검정이다. 이들은 모두 불안정 시계열 검정 방법으로서 귀무가설이 ‘해당 시계열 자료는 단위근이 존재한다’이다. 다만, 이들 간의 차이점은 ADF 검정은 오차항의 정규성(normality)을 가정하는 것에 반해, PP 검정은 이분산성(heterogeneity)과 자기상관(autocorrelation)의 가능성을 고려한 방법으로써 비모수적 방법을 이용한 것이다. 또한 KPSS(Kitawoski-Phillips-Schmidt -Shin Test) 검정도 있는데 이 방법은 ADF와 PP 검정과 달리 안정 시계열 검정 방법이다. 즉, KPSS 검정의 귀무가설은 해당 시계열자료가 안정적임을 의미한다. 본 연구에서는 이 세 가지 단위근 검정 방법을 실시할 것이고, 이들 통계량을 통해 종합적으로 시계열 자료의 안정성 여부를 판단할 것이다. 시계열 자료에 대한 안정성 여부를 판단한 후 불안정한 것으로 판단되면 차분(differencing) 과정을 통해 안정 시계열로 전환시킬 것이다.⁵⁹⁾

본 연구에서는 안정 시계열 자료가 구성되면 우선 단변량 시계열 분석을 한다. 이를 위해 도입되는 기본 모형으로서 Box-Jenkins가 제시한 ARMA 모형을 사용한다. 즉, ARMA 모형을 기본 모형으로 하여 최적 단변량 시계열 예측 모형을 구축한다. 그러나 기본 모형으로서의 ARMA 모형은 다른 거시경제 변수와의 관계를 통한 시계열 특성을 파악할 수 없기 때문에 정책적 시사점을 얻기 힘든 문제점이 있다. 그러한 단점을 보완하기 위하여 본 연구는 거시경제변수들을 도입하여 보험종목별 해지율과의 관계 및 다변량 시계열 기본 모형을 이용한 다변량 분석도 수행한다.

이러한 기본적인 모형을 바탕으로 후보군을 구성한 후 각 후보군 모형을 추정함과 동시에 적합성 검정을 시행한다. 따라서 본 연구는 모형 추정 부분과 예측 모형으로서의 적합성 검정 부분으로 구분하게 되는데, 추정 부분과

59) 실제로 추세의 특성에 따라 추세를 제거하는 방법, 즉 안정 시계열화하는 방법은 크게 두 가지로 나뉜다. 즉, 추세가 결정적(deterministic)이나 확률적(stochastic)이냐에 따라 다른데, 결정적 추세인 경우에는 단순히 회귀분석 과정을 통해서 추세를 제거할 수 있다. 반면, 확률적인 경우에는 차분 과정을 통해서 추세를 제거하여야 한다. 그러나 추세의 특성이 불분명하다면 차분 과정을 통한 방법이 보수적이라 할 수 있다.

적합성 검정 부분에 해당하는 시계열 자료는 서로 다르게 구성된다. 즉, 데이터의 일부분은 모형 추정을 위해, 그리고 남은 부분은 모형의 적합성 검정을 위해 사용된다. 이러한 적합성 검정을 통해 최적 해지율 예측 모형을 평가하고 구축한다.

다. 분석모형

1) 단변량 분석(Univariate Analysis)

전술한 바와 같이 단변량 자료를 근거로 미래를 예측하는 대표적인 모형은 Box-Jenkins가 제시한 ARMA 모형으로 차수가 p, q 인 경우를 $ARMA(p, q)$ 모형이라 부른다. $ARMA(p, q)$ 모형은 t 시점에서의 관측치 y_t 는 과거 p 기 동안 관측치로 인한 AR과정과 q 기 동안 교란항에 의한 MA과정에 의해 생성됨을 의미한다.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q}$$

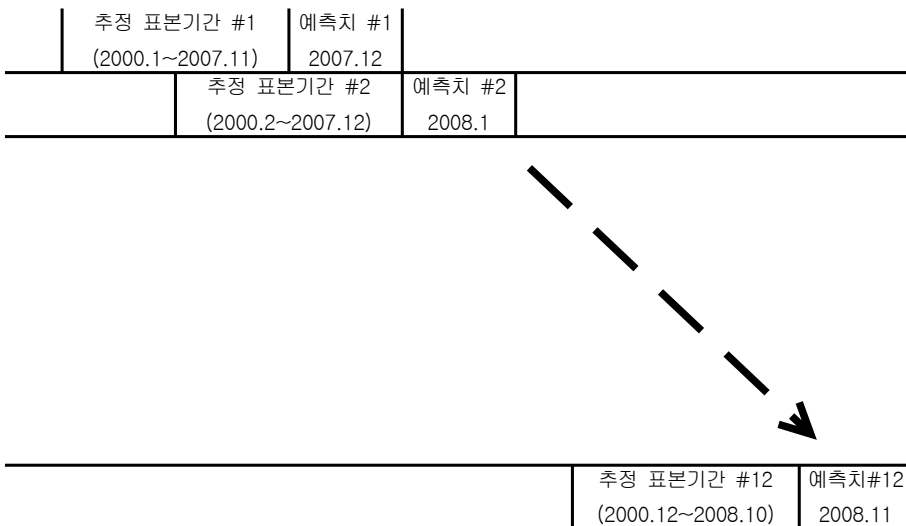
ARMA 모형에서 하나의 최적 모형을 선택하는 것은 최적 기준을 가진 차수 p, q 를 결정하는 것을 의미한다. 최적 기준 차수 결정에서 전통적인 방법은 주어진 표본에서 Akaike 정보기준(AIC: Akaike Information Criterion)이나 베이저안 정보기준(BIC: Bayesian Information Criterion)을 사용한다. 이들 모두는 모형의 적합도(fitness)의 원리와 overfitting 문제⁶⁰⁾ 해결을 위한 간결성의 원리(principle of parsimony)에 입각한 기준이다.

한편, 최적 예측 모형을 선정하는 다른 방법으로는 표본을 나누어 일부는 모형의 추정에 사용하고 나머지 표본을 이용하여 모형의 적합성을 평가하는 방법이 있다. 즉, ARMA 모형 후보군을 중심으로 여러 가지 모형을 추정한 후 추정된 모형을 평가함으로써 최적 모형을 고르는 것이다. 이러한 평가 과

60) overfitting 문제는 주어진 표본기간 동안 추정의 적합성이 과도하게 이루어진 모형을 사용할 경우 오히려 표본 외 예측력이 감소하는 문제를 말한다.

정에서 사용되는 기준은 추정 모형에 의한 예측치와 실제치 차이를 나타내는 예측 오차(forecast error)를 최소화하는 방법으로 표본 외 검정(out-of-sample test)에 해당한다.⁶¹⁾

<그림 IV-2> ARMA 모형 추정 방법



본 연구에서 사용하는 방법은 후자의 경우에 해당하는데, 가령 연구에 사용되는 해지율 자료의 표본기간은 1999년 12월~2008년 11월까지이다. 만약 차분변수를 이용할 경우 1999년 12월 차분 해지율은 존재하지 않으므로 총 관측치 수는 107개가 된다.⁶²⁾ 그 중 ARMA 모형 추정을 위해서 사용되는 표본은 95개의 관측치인데, <그림 IV-2>와 같이 2000년 1월~2007년 11월 동안의 표본을 첫 번째 시간창(time window)으로 하여 12개로 구성된 시간창을 순차적으로 옮겨가면서 ARMA 모형을 추정한다. 그리고 각 시간창별로 1개의

61) 사실 이러한 방법은 추정에 사용된 표본과 적합성 평가에 사용된 표본 간 시계열 자료가 일관성이 있어야 함을 가정한 것으로 볼 수 있다. 본 연구는 안정 시계열 자료를 사용함을 전제로 어느 정도 이 가정이 충족된 것으로 간주한다.

62) 후술하겠지만 실제 본 연구에서 사용되는 ARMA 모형은 차분변수를 이용하게 된다.

익월 해지율 표본 외 예측치(out-of-sample predicted value)를 구하면 총 12개의 예측치를 구할 수 있다.⁶³⁾ 다음으로 이러한 순차적 예측치와 2007년 12월~2008년 11월까지의 실제치를 비교함으로써 적합성 검정을 수행한다. 적합성 검정 시 다음과 같은 통계량을 적용한다.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} (\hat{y}_t - y_t)^2}$$

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} \left(\frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right)^2}$$

$$MAE = \frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} |\hat{y}_t - y_t|$$

$$MAPE = \frac{1}{k+1} \sum_{t=s}^{s+k} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$$

여기서 $RMSE$ 는 평균자승근오차(Root Mean Square Error)를, $RMSPE$ 는 평균자승근백분율오차(Root Mean Square Percentage Error)를, MAE 는 평균절대치오차(Mean Absolute Error)를, $MAPE$ 는 평균절대치백분율오차(Mean Absolute Percentage Error)를 가리킨다. 또한 $\hat{y}_t$ 는 t 시점에서의 예측치이고, y_t 는 실제치이다. 이들 식을 통해 계산된 예측오차 통계량을 기준으로 ARMA 모형들 중에서 가장 적합한 모형을 해당 보험종목의 해지율 예측 모형으로 삼는다.⁶⁴⁾

2) 다변량 분석(Multivariate Analysis)

시계열 분석 및 예측에 있어 ARMA 모형은 중요한 분석도구임에 틀림없다.

63) ARMA 모형은 단기 예측에 적합한 모형으로서 장기 예측에는 예측 오차가 커지는 단점이 있어 발생 가능한 예측 오차를 줄이고자 본문에서와 같은 순차적 방법을 사용하였다.

64) 만약 이들 통계량이 서로 다른 최적 예측 모형을 제시할 경우 본 연구에서는 다수 통계량이 제시하는 모형과 간결성의 원리를 종합하여 최적 예측 모형을 선택한다.

그러나 앞서 언급하였듯이 단변량 분석에 해당하는 ARMA 모형은 다른 거시경제변수와의 관계를 통한 예측 모형이 아니므로 정책적 시사점을 얻기 어렵다는 단점을 지닌다. 따라서 정책적 시사점과 보험종목의 해지율이 거시경제변수의 영향을 받을 수 있다는 점을 감안하여 다변량 분석도 연구해 볼 필요가 있다.

다변량 분석에서 주로 제시되는 기본적인 시계열 모형으로는 앞서 언급하였듯이 단일 방정식의 경우 ECM, ADL, (차분) 단일 회귀 모형이 있고, 다수 방정식의 경우에는 VECM과 (차분) VAR 모형이 있다. 이 중 VECM과 차분 VAR 모형의 차이는 주어진 자료가 임의확률보행을 따를 때 공적분 관계의 존재 여부인데, 공적분 관계가 존재하는 경우 VECM을 일반적으로 사용한다.⁶⁵⁾⁶⁶⁾

한편, 본 연구는 보험종목별 해지율 예측 모형의 개발이 목적이므로 변수들 간의 공적분 관계가 확인되면 ECM과 동일한 의미를 지니는 ADL 모형을 사용한다.⁶⁷⁾ 그 이유로는 VECM 또는 ECM을 사용할 경우 높은 예측력(predictive power)을 보여주지 못하는 경우가 많아 본 연구의 목적인 예측 모형을 위해서는 ADL 모형이 더 적절한 것으로 판단했기 때문이다.

따라서 본 연구는 해지율을 종속변수로 하는 단일 방정식을 기본으로 하여 분석한다. 즉, 먼저 해지율을 종속변수로 하고 나머지 거시변수(시차변수 포함)를 설명변수로 하는 방정식을 이용하여 공적분 검정을 한다. 단일 방정식을 이용한 OLS(Ordinary Least Square) 추정 후 산출된 잔차에 대해 ADF 검정을 함으로써 공적분 검정을 수행하게 되는 것이다. 공적분 검정 결과 공적분 관계가 존재하면 ADL 모형을, 그렇지 않은 경우에는 VAR 모형을 사용한다.

일단 적용되는 기본 모형이 정해지면 최적 모형을 위한 시차 p 를 정해야 한다. 즉, 차분 VAR(p) 또는 ADL(p, p)을 적용하는데 가장 좋은 예측력을 갖

65) 실제 VECM과 차분 VAR 모형의 근본적인 차이는 공적분 방정식의 포함 유무에 있다. 공적분 방정식은 시계열 변수 간의 장기 균형을 의미하므로 공적분 방정식이 포함된 VECM 모형이 차분 VAR보다 더 많은 정보를 주는 이점이 있다.

66) 단일 방정식의 경우 I(1)을 따르는 변수 간에 공적분 관계가 존재할 때 ECM을 사용할 수 있고, 그렇지 않은 경우는 차분 단일 회귀모형을 사용한다. 참고로 Greene(2003)에 따르면 ECM은 ALD 모형과 동일한 의미를 지닌다.

67) ADL 모형을 추정 시 오차항에서 자기상관이 발생하므로 효율적인 추정치를 얻기 위하여 GLS(Generalized Least Square) 추정법을 사용한다.

는 차수를 결정해야 한다. 아울러 모형의 추정 시 적합성(fitness)도 높아야 한다. 따라서 본 연구는 단변량 분석과 마찬가지로 정해진 모형의 후보군을 정한 후 높은 결정계수(R^2)를 지니는 추정 모형 중 각각의 해지율 예측치와 실제치의 차이, 즉 예측 오차를 최소화하는 차수를 고려하여 종합적인 관점에서 최적 예측 모형을 선정한다. 여기서 적합성 판단에 적용되는 기준 통계량은 단변량 분석과 동일하다.

2. 단변량 시계열 분석 및 모형 구축

가. 보험종목별 해지율 예측 모형

1) 기술통계량 및 추이

1999년 12월~2008년 11월까지 분석대상 보험종목의 해지율 자료에 관한 기술통계량은 <표 IV-1>과 같다. 이 중 종신보험의 월별 해지율 표본 평균은 1.2%, 최대값은 2003년 5월 2.15%, 최소값은 2006년 11월 0.78%이고, 금리 확정형 연금의 경우 표본 평균은 0.86%, 최대값은 2000년 5월 1.87%, 최소값은 2006년 11월 0.28%이다. 한편, 금리 연동형 연금은 금리 확정형 연금에 비해 표본기간 동안 비교적 높은 해지율을 기록한 것으로 나타났다. 금리 연동형 연금의 월별 해지율 표본 평균은 2.05%, 최대값은 2003년 5월 4.26%, 최소값은 2006년 11월 1.03%로 나타났다.

<그림 IV-3> ~ <그림 IV-5>는 보험종목별 및 미시적 특성별⁶⁸⁾ 해지율의 시계열 추이이다. <그림 IV-3>의 경우는 종신보험에 해당되는데, 2000년대 초에 다소 높은 해지율에서 출발하여 2002년말까지 등락이 포함된 하향 추세를 보였다. 그러나 2003년 들어 급격한 해지율 상승을 보였고, 그 후 지속적인 하향 안정화 형태의 추이를 보인다. 실제 마지막 12개월에 해당하는 종신보험의

68) 본 장에서의 미시적 특성별 기술통계량과 III장의 기술통계량과의 비교는 다소 상충되어 보일 수 있다. III장의 경우 경과월차에 의한 해지율 추정 방식을 따랐고, 본 장에서는 시계열 자료로 전환하기 위한 방법이 사용되었다. 즉, 계산에 산입된 월차 및 계산 방식이 다르다는 점이다.

월 평균 해지율은 첫 12개월의 월 평균 해지율에 비해 0.44%p 감소하였다. 성별에 따른 남녀의 월별 해지율은 종신 전체의 해지율 추이와 유사한 형태를 보인다. 그리고 여자의 해지율이 표본기간 동안 남자 해지율에 비해 전반적으로 높은 것으로 나타났다. 도달 연령별로는 도달 연령 20대 계약자들이 2003년 중후반까지 다른 연령대에 비해 해지율이 높은 것으로 나타났다. 도달 연령별 해지율도 종신보험 전체의 해지율 추이와 역시 유사한 형태를 지니고 있다.

<표 IV-1> 보험종목별 해지율 기술통계량(1999.12~2008.11)

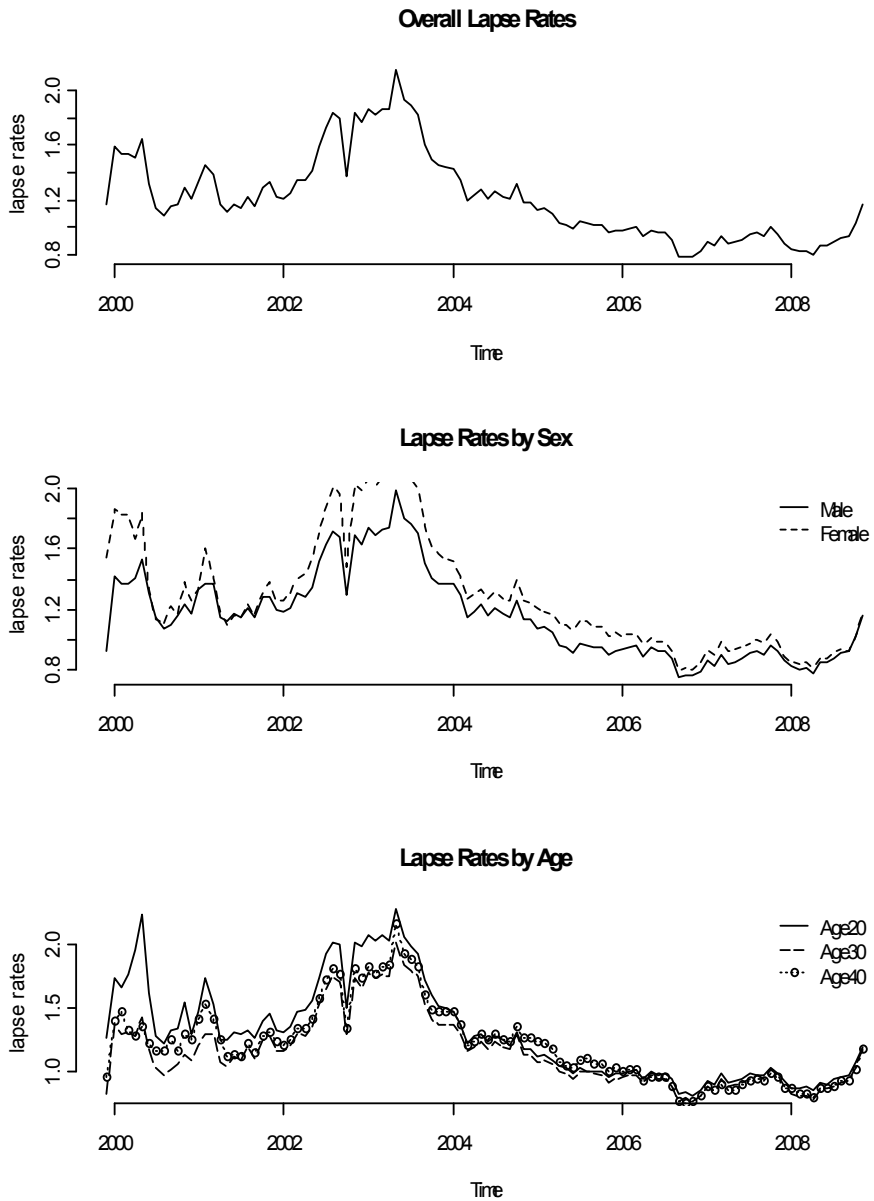
(단위: %)

구 분	관측치 수	표본평균	표준편차	최소값	최대값
종신보험	108	1.2170	0.3191	0.7811	2.1452
금리 확정형 연금	108	0.8559	0.3702	0.2833	1.8712
금리 연동형 연금	108	2.0500	0.8329	1.0260	4.2600

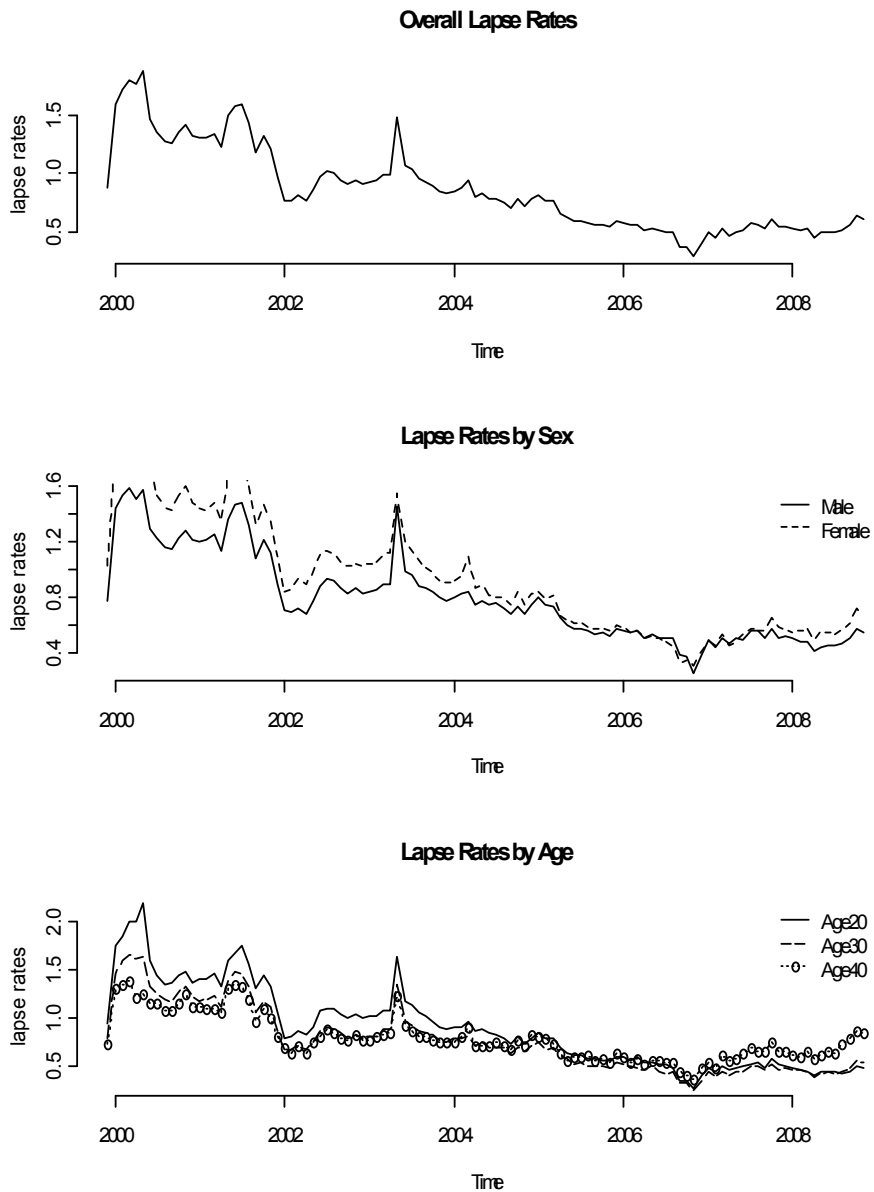
<그림 IV-4>은 금리 확정형 연금의 전체, 성별, 도달 연령별 해지율의 시계열 추이이다. 금리 확정형 연금은 2000년대 초에 상대적으로 높은 수준의 해지율을 기록하였는데 2003년 5월 1.49%를 기록한 후 안정적인 하향 추세를 보인다. 성별로는 종신보험과 비슷하게 여자의 해지율이 남자보다는 전반적으로 높은 것으로 나타났고, 도달 연령별로는 2000년대 초반에 20대가 높았으나 2005년 이후에는 40대가 더 높게 나타났다.

<그림 IV-5>는 금리 연동형 연금 전체, 성별, 도달 연령별 해지율의 시계열 추이를 나타낸 것으로 앞선 종신 및 금리 확정형 연금의 월별 해지율 추이와 비슷하다. 즉, 2000년대 초에 다소 높은 수준의 해지율은 2003년 5월 들어 최고점에 이르고, 그 이후에는 지속적으로 하향 안정화되는 추세를 보인다. 성별 해지율은 종신보험 및 금리 확정형 연금처럼 여자의 해지율이 높게 나타나고, 도달 연령별로는 2000년대 초반에는 40대 해지율이 높게 나타났으나 2001년 중후반부터는 20~40대 해지율이 비슷한 추이를 보인다.

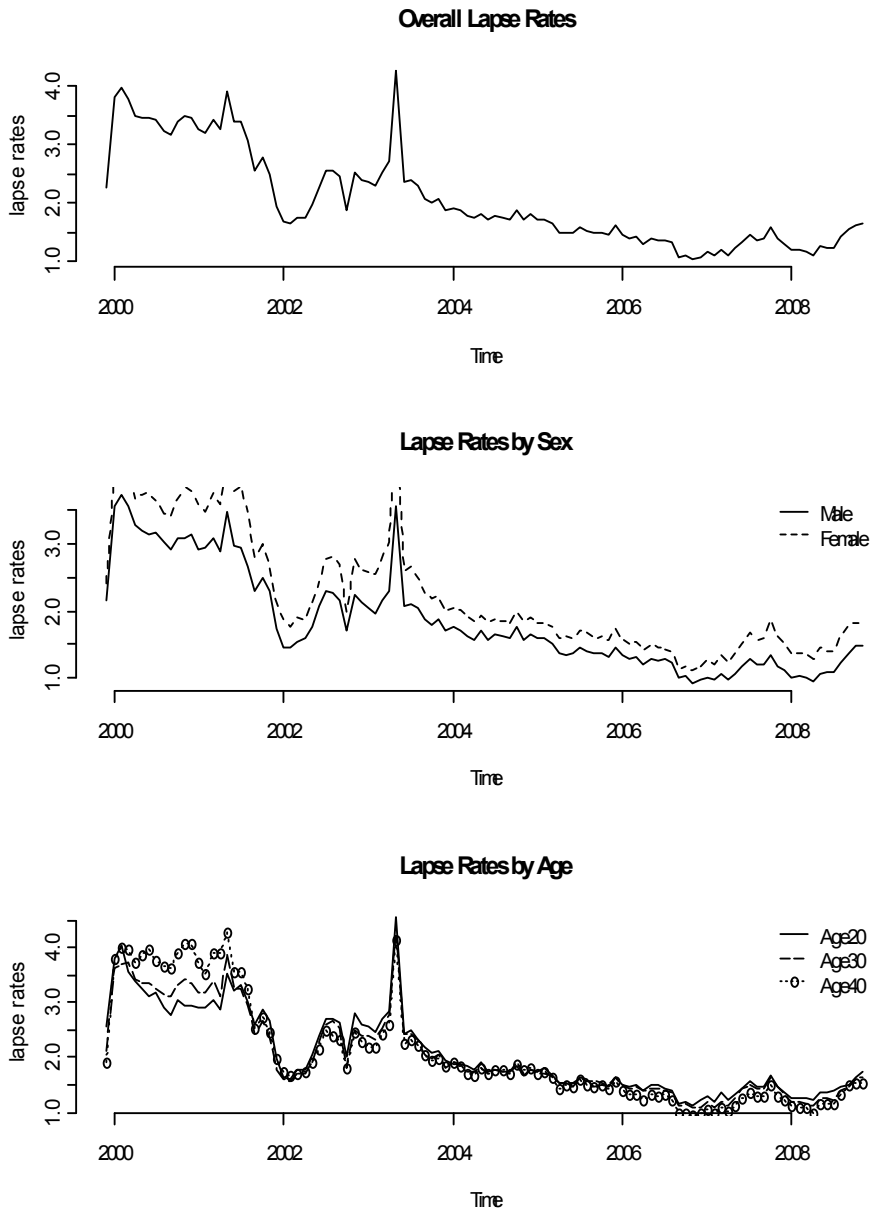
<그림 IV-3> 종신보험의 해지율 추이(1999.12~2008.11)



<그림 IV-4> 금리 확정형 연금의 해지율 추이(1999.12~2008.11)



<그림 IV-5> 금리 연동형 연금의 해지율 추이(1999.12~2008.11)



2) 시계열 자료의 안정성 여부

해지율의 시계열 자료에 대한 안정성 여부를 판단하기 위해 앞서 설명한 ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정 방법을 이용하여 단위근 존재 여부를 확인하였다. 다만, 전술한 바와 같이 KPSS 검정은 ADF 및 PP 검정과는 달리 안정 시계열 검정이라는 점에 주의할 필요가 있다. 보험종목별 단위근 검정 결과는 <표 IV-2>와 같다.

<표 IV-2> 보험종목별 해지율에 대한 단위근 검정(1999.12~2008.11)

수준변수	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
ADF 검정	-1.8834 (0.6250)	-3.5731** (0.0389)	-2.4402 (0.3940)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-12.2815 (0.4043)	-44.2007*** (<0.01)	-41.6128*** (<0.01)
KPSS 검정	1.9208*** (<0.01)	3.0125*** (<0.01)	2.9311*** (<0.01)
차분변수	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
ADF 검정	-4.7697*** (<0.01)	-6.8466*** (<0.01)	-5.2142*** (<0.01)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-118.9667*** (<0.01)	-99.6917*** (<0.01)	-120.5255*** (<0.01)
KPSS 검정	0.0905 (0.1 $<$)	0.0616 (0.1 $<$)	0.0555 (0.1 $<$)

- 주 : 1) ADF 검정 및 PP 검정의 귀무가설은 단위근이 존재, 즉 불안정 시계열 검정인 반면 KPSS(Kitawoski-Phillips-Schmidt-Shin Test) 검정의 귀무가설은 안정 시계열(level stationarity)을 의미함.
 2) ADF 검정의 시차는 4, PP 검정의 truncation lag order는 4, KPSS 검정의 truncation lag order는 2임.
 3) 괄호 안은 p -값을 의미함.

종신보험 해지율의 수준(level)변수는 ADF 및 PP 검정에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였고, KPSS 검정에서는 해당 해지율이 안정

시계열이라는 점을 기각하였다. 반면 차분변수는 ADF와 PP 검정의 귀무가설을 기각하고, KPSS는 기각하지 못하였다. 정리하면 종신보험 해지율의 수준변수는 단위근을 갖고 있는 반면, 차분변수는 안정 시계열인 것이다. 이러한 결과를 볼 때 종신보험의 해지율 시계열 자료는 1차 적분(I(1)), 즉 임의확률보행을 따르는 것으로 판단된다.

금리 확정형 연금의 해지율 수준변수는 ADF, PP, KPSS 검정에서 모두 귀무가설을 기각한다. 즉, 단위근 검정 뿐만 아니라 안정 시계열 검정도 기각하였다. 이 경우 금리 확정형 연금 해지율의 안정성을 판단하기 힘든 점이 있으나 보수적으로 KPSS 검정 결과에 따라 불안정 시계열로 판단한다. 한편 차분변수는 ADF 및 PP 검정을 기각하고 KPSS 검정은 기각하지 못하므로 안정 시계열이다. 따라서 금리 확정형 연금 해지율은 1차 적분(I(1)) 시계열을 따르는 것으로 본다.

금리 연동형 연금의 경우에는 수준변수가 PP 검정에서 단위근 귀무가설을 기각하였으나 전반적으로 불안정 시계열로 나타난다. 그리고 차분 해지율에서는 안정 시계열로 나타남에 따라 종신보험 및 금리 확정형 연금과 함께 1차 적분(I(1)) 시계열로 판단한다. 따라서 ARMA 모형 적용 시 3개 보험종목 모두 1차 차분변수를 사용한다.

3) ARMA 모형 설정 및 모형 적합성 검정

앞서 언급한 것처럼 ARMA 모형을 통한 해지율 예측 모형 구축은 분석대상 기간 중 95개의 관측치를 이용하여 12개로 이루어진 시간창을 옮겨가면서 추정한 후 수준 단계의 익월 해지율 예측치를 구한다. 다음으로 해당 월의 실제치와 비교하여 순차적으로 예측 오차를 구한 후 RMSE, RMSPE, MAE, MAPE 기준을 이용하여 최소의 예측 오차를 시현하는 최적 ARMA 예측 모형을 구한다.

이러한 방법을 통해 각 보험종목별 $ARMA(p,q)$ 후보군⁶⁹⁾⁷⁰⁾에 해당하는

69) ARMA 모형 추정에 있어 AIC 기준과 모형 추정의 유효성을 감안하여 차수 p 와 q 의 후보군을 각각 1~7, 0~7까지 두기로 하였다.

RMSE, RMSPE, MAE, MAPE 값을 부록에 있는 <표 부록 7> ~ <표 부록 9>에 수록하였다. 볼드체로 표시된 값은 각 적합성 검정 통계량별 최소값을 의미한다. 그리고 이들 최소값에 해당하는 ARMA 모형을 <표 IV-3>에 정리하여 각 적합성 검정 통계량별로 최적 ARMA(p, q) 예측 모형을 구축하였다. 우선 종신보험의 경우 전반적으로 ARMA(6,1), 금리 확정형 연금의 경우에는 ARMA(6,0), 금리 연동형 연금에는 ARMA(2,7)을 최적 해지율 예측 모형으로 선택하였다. 한편, 금리 연동형 연금의 경우 간결성의 원리에 입각해 볼 때 ARMA(1,2)가 최적 모형으로 적절해 보이나 실제 모형 추정 결과 그 유효성이 의심되어 최적 모형으로 선택하지 않았다.

<표 IV-3> 보험종목별 최적 ARMA 예측 모형

평가기준	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
RMSE	ARMA(6,1)	ARMA(6,0)	ARMA(2,7)
RMSPE	ARMA(3,2)	ARMA(6,0)	ARMA(2,7)
MAE	ARMA(6,1)	ARMA(6,0)	ARMA(1,2)
MAPE	ARMA(6,1)	ARMA(6,0)	ARMA(1,2)

주 : ARMA 모형 추정에 있어 보험종목 모두 차분변수를 사용하였음.

<표 IV-4>는 종신보험의 차분 해지율 변수를 이용하여 얻은 최적 예측 모형인 ARMA(6,1) 모형의 시간창별 추정치를 보여주고 있다. 전반적으로 추정된 계수값은 시간창별로 일관적인 모습을 보여주고 있으나, 6, 7, 9번째 시간창의 계수값은 다소 다르게 나타났다. 한편, AR(1), AR(2), AR(6), MA(1), 계절차분 AR(1)의 계수 추정치가 전반적으로 유의한 값을 시험하였다.

종신보험의 ARMA(6,1) 모형에서 예측오차에 대한 통계량으로 RMSE가 0.0082, RMSPE가 0.0095, MAE가 0.0054, MAPE가 0.0062로 나타났다. 비율 기준인 RMSPE와 MAPE를 기준으로 보면 평균적으로 수준 단계의 해당 월 해지율 대비 예측 오차가 1% 미만인 것으로 나타나 ARMA(6,1)은 예측 모형

70) 본문에서 표현된 ARMA(p, q)는 실제로는 계절성을 고려한 계절차분 AR(1)을 포함한 ARIMA($p, 1, q$)(1,1,0)₁₂임을 밝혀둔다. 별도의 연금이 필요한 경우를 제외하고는 표현의 간결성을 위해서 ARMA(p, q)로 나타낸다.

으로서 유효한 것으로 판단된다. 참고로 이들 기준 통계량은 차분 해지율을 수준 해지율로 다시 전환시켜 계산한 것임에 주의할 필요가 있다.

<표 IV-4> 종신보험 해지율의 최적 예측 모형

차분변수	2000.1~ 2007.11	2000.2~ 2007.12	2000.3~ 2008.1	2000.4~ 2008.2	2000.5~ 2008.3	2000.6~ 2008.4
AR(1)	-0.6981*** (0.2150)	-0.7325*** (0.1906)	-0.7331*** (0.1893)	-0.7329*** (0.1896)	-0.7350*** (0.1907)	0.6221*** (0.1596)
AR(2)	-0.3561* (0.2581)	-0.4046** (0.2445)	-0.4057** (0.2437)	-0.4049*** (0.2450)	-0.4042** (0.2448)	-0.6873*** (0.1248)
AR(3)	-0.2158 (0.2156)	-0.2623 (0.2219)	-0.2690 (0.2233)	-0.2685 (0.2231)	-0.2670 (0.2242)	0.3947*** (0.1530)
AR(4)	-0.0184 (0.1724)	-0.1122 (0.1890)	-0.1085 (0.1908)	-0.1087 (0.1927)	-0.1076 (0.1936)	-0.5187*** (0.1365)
AR(5)	0.0098 (0.1379)	0.0675 (0.1510)	0.0751 (0.1546)	0.0751 (0.1562)	0.0765 (0.1568)	0.3772*** (0.1238)
AR(6)	0.1430* (0.1113)	0.2270** (0.1077)	0.2312** (0.1095)	0.2313** (0.1098)	0.2322** (0.1104)	-0.4067*** (0.1072)
MA(1)	-1.0000*** (0.0376)	-1.0000*** (0.0307)	-1.0000*** (0.0307)	-1.0000*** (0.0308)	-1.0000*** (0.0307)	-0.7423*** (0.1612)
SAR(1)	0.5604*** (0.2041)	0.6085*** (0.1759)	0.6135*** (0.1751)	0.6135*** (0.1757)	0.6149*** (0.1761)	-0.8902*** (0.0551)
차분변수	2000.7~ 2008.5	2000.8~ 2008.6	2000.9~ 2008.7	2000.10~ 2008.8	2000.11~ 2008.9	2000.12~ 2008.10
AR(1)	0.5177*** (0.1931)	-0.7717*** (0.2227)	0.6847*** (0.1209)	-0.7745*** (0.2220)	-0.7791*** (0.2324)	-0.7795** (0.2303)
AR(2)	-0.6450*** (0.1354)	-0.4217* (0.2952)	-0.5412*** (0.1395)	-0.4242* (0.2965)	-0.4211* (0.3111)	-0.4497* (0.3127)
AR(3)	0.3185** (0.1684)	-0.2519 (0.2672)	0.4447*** (0.1496)	-0.2439 (0.2712)	-0.2521 (0.2829)	-0.2988 (0.2946)
AR(4)	-0.4680*** (0.1467)	-0.0818 (0.2196)	-0.3508*** (0.1495)	-0.0855 (0.2231)	-0.1044 (0.2340)	-0.1201 (0.2529)
AR(5)	0.3249*** (0.1263)	0.0886 (0.1646)	0.3950*** (0.1305)	0.0944 (0.1712)	0.0848 (0.1793)	0.1223 (0.1954)
AR(6)	-0.3798*** (0.1263)	0.1956** (0.1646)	-0.2626*** (0.1305)	0.2093** (0.1712)	0.2142** (0.1793)	0.2424** (0.1954)

	(0.1103)	(0.1073)	(0.1126)	(0.1118)	(0.1148)	(0.1192)
MA(1)	-0.7228***	-1.0000***	-0.9782***	-1.0000***	-1.0000***	-1.0000***
	(0.2141)	(0.0451)	(0.0953)	(0.0477)	(0.0417)	(0.0341)
SAR(1)	-0.8695***	0.6023***	-0.8473***	0.6124***	0.6065***	0.6213***
	(0.0617)	(0.2091)	(0.0699)	(0.2094)	(0.2200)	(0.2176)
예측 오차	RMSE		RMSPE		MAE	
통계량	0.0082		0.0095		0.0054	
					MAPE	
					0.0062	

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

2) 예측 오차 통계량은 시간차별 차분변수의 추정 후 수준 단계의 익월 예측치와 실제치를 이용하여 계산됨.

금리 확정형 연금의 최적 모형으로 채택된 ARMA(6,0)을 이용한 추정 결과는 <표 IV-5>와 같다. 1번째 시간차를 제외하고는 전반적으로 일관성 있는 계수 추정치를 보여주고 있다. 금리 확정형 연금의 경우 AR(2), AR(4), AR(6), 계절차분 AR(1)의 추정치가 현행 차분 해지율과 유의한 음(-)의 관계를 보여주고 있다.

금리 확정형 연금의 ARMA(6,0) 모형이 보여주는 예측 오차에 대한 통계량은 RMSE 0.0108, RMSPE 0.0212, MAE 0.0097, MAPE 0.0185로 나타났다. 즉, RMSPE와 MAPE를 기준으로 볼 때 평균적인 예측 오차는 해당 월 해지율의 각각 2.1%, 1.8% 정도로 나타나 ARMA(6,0) 모형은 예측 모형으로서 유효한 것으로 판단된다.

<표 IV-5> 금리 확정형 연금 해지율의 최적 예측 모형

차분변수	2000.1~ 2007.11	2000.2~ 2007.12	2000.3~ 2008.1	2000.4~ 2008.2	2000.5~ 2008.3	2000.6~ 2008.4
AR(1)	-0.0101 (0.1586)	-0.2082 (0.1727)	-0.2281 (0.1889)	-0.2481 (0.2000)	-0.2433 (0.1902)	-0.2156 (0.2055)
AR(2)	-0.5020*** (0.1507)	-0.5522*** (0.1274)	-0.5646*** (0.1301)	-0.5702*** (0.1300)	-0.5542*** (0.1305)	-0.5141*** (0.1386)
AR(3)	-0.0117 (0.1713)	-0.2342* (0.1633)	-0.2718* (0.1771)	-0.2561* (0.1821)	-0.2367* (0.1770)	-0.2129 (0.1825)
AR(4)	-0.2476* (0.1213)	-0.3831*** (0.1213)	-0.3467*** (0.1213)	-0.3310*** (0.1213)	-0.3176** (0.1213)	-0.2856** (0.1213)

	(0.1683)	(0.1336)	(0.1353)	(0.1380)	(0.1389)	(0.1418)
AR(5)	-0.0868	-0.0821	-0.0812	-0.0635	-0.0488	-0.0522
	(0.1398)	(0.1243)	(0.1246)	(0.1268)	(0.1262)	(0.1259)
AR(6)	-0.2613**	-0.2625**	-0.2309**	-0.2129**	-0.2149**	-0.2181**
	(0.1314)	(0.1155)	(0.1168)	(0.1201)	(0.1194)	(0.1183)
SAR(1)	-0.8028***	-0.7184***	-0.7158***	-0.7003***	-0.7140***	-0.6885***
	(0.1333)	(0.1561)	(0.1754)	(0.1871)	(0.1774)	(0.1941)
차분변수	2000.7~ 2008.5	2000.8~ 2008.6	2000.9~ 2008.7	2000.10~ 2008.8	2000.11~ 2008.9	2000.12~ 2008.10
AR(1)	-0.2701* (0.1977)	-0.2670* (0.1869)	-0.2798* (0.1990)	-0.2608* (0.1916)	-0.2513* (0.1869)	-0.2486* (0.1889)
AR(2)	-0.5522*** (0.1249)	-0.5609*** (0.1226)	-0.5489*** (0.1243)	-0.5518*** (0.1234)	-0.5510*** (0.1234)	-0.5324*** (0.1245)
AR(3)	-0.2576* (0.1735)	-0.2426* (0.1688)	-0.2457* (0.1724)	-0.2332* (0.1685)	-0.2164 (0.1690)	-0.2138 (0.1669)
AR(4)	-0.2739** (0.1294)	-0.2717** (0.1296)	-0.2664** (0.1291)	-0.2739** (0.1309)	-0.2687** (0.1324)	-0.2500** (0.1320)
AR(5)	-0.0421 (0.1150)	-0.0415 (0.1137)	-0.0442 (0.1143)	-0.0381 (0.1143)	-0.0259 (0.1172)	-0.0068 (0.1167)
AR(6)	-0.2286** (0.1098)	-0.2324** (0.1088)	-0.2254** (0.1091)	-0.2337** (0.1117)	-0.2218** (0.1146)	-0.2297** (0.1147)
SAR(1)	-0.6772*** (0.1876)	-0.6896*** (0.1762)	-0.6760*** (0.1899)	-0.6929*** (0.1792)	-0.7052*** (0.1749)	-0.6925*** (0.1771)
예측 오차	RMSE		RMSPE		MAE	
통계량	0.0108		0.0212		0.0097	
					0.0185	

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

2) 예측 오차 통계량은 시간차별 차분변수의 추정 후 수준 단계의 익월 예측치와 실제치를 이용하여 계산됨.

<표 IV-6>은 금리 연동형 연금의 최적 모형인 ARMA(2,7)의 추정 결과이다. 1, 9, 12번째를 제외하고는 비교적 안정적인 계수 추정치의 추이를 볼 수 있다. 그리고 AR(1), AR(2), MA(3), MA(4), MA(5), 계절차분 AR(1)의 계수 추정치가 전반적으로 유의한 것으로 나타났다.

동 모형의 예측오차에 대한 통계량으로 RMSE 0.0456, RMSPE 0.0327, MAE 0.0402, MAPE 0.0297로 나타났는데, RMSPE와 MAPE를 기준으로 볼 때

ARMA(2,7) 모형은 2~3%대의 예측 오차를 기록함에 따라 금리 연동형 연금의 해지율에 있어 유효한 예측 모형으로 볼 수 있다.

<표 IV-6> 금리 연동형 연금 해지율의 최적 예측 모형

차분변수	2000.1~ 2007.11	2000.2~ 2007.12	2000.3~ 2008.1	2000.4~ 2008.2	2000.5~ 2008.3	2000.6~ 2008.4
AR(1)	-0.8836*** (0.0618)	-0.7558*** (0.1841)	-0.7603*** (0.1831)	-0.7729*** (0.1543)	-0.7877*** (0.1737)	-0.7842*** (0.1727)
AR(2)	-0.9575*** (0.0494)	-0.7267*** (0.2500)	-0.7376*** (0.2478)	-0.7776*** (0.2239)	-0.7715*** (0.2818)	-0.7696*** (0.2755)
MA(1)	0.5875*** (0.1439)	0.2850 (0.2803)	0.2990 (0.2925)	0.3287 (0.2807)	0.3223 (0.3159)	0.3213 (0.3097)
MA(2)	-0.2578* (0.1799)	-0.3478* (0.2116)	-0.3357* (0.2088)	-0.3215* (0.2001)	-0.3242* (0.2182)	-0.3252* (0.2162)
MA(3)	-1.0263*** (0.1823)	-0.7149*** (0.2659)	-0.7255*** (0.2679)	-0.7525*** (0.2383)	-0.7649*** (0.2770)	-0.7603*** (0.2730)
MA(4)	-0.8796*** (0.2022)	-0.4862* (0.3063)	-0.5062* (0.3218)	-0.5525* (0.3365)	-0.5313* (0.3653)	-0.5310* (0.3599)
MA(5)	0.2808** (0.1510)	0.2143** (0.1219)	0.2099** (0.1234)	0.2227** (0.1285)	0.2107** (0.1270)	0.2132** (0.1263)
MA(6)	0.1909 (0.1556)	0.1490 (0.1455)	0.1470 (0.1466)	0.1399 (0.1465)	0.1513 (0.1459)	0.1489 (0.1449)
MA(7)	0.1047 (0.1549)	-0.0994 (0.1826)	-0.0884 (0.1884)	-0.0649 (0.1861)	-0.0639 (0.1972)	-0.0669 (0.1958)
SAR(1)	-0.9861*** (0.0402)	-0.8397*** (0.1819)	-0.8462*** (0.1908)	-0.8731*** (0.2006)	-0.8530*** (0.2117)	-0.8549*** (0.2088)
차분변수	2000.7~ 2008.5	2000.8~ 2008.6	2000.9~ 2008.7	2000.10~ 2008.8	2000.11~ 2008.9	2000.12~ 2008.10
AR(1)	-0.7962*** (0.1391)	-0.7998*** (0.1322)	0.1206 (0.3906)	-0.8003*** (0.1516)	-0.7625*** (0.1896)	-0.9522 (1.7662)
AR(2)	-0.8059*** (0.2427)	-0.8152*** (0.2369)	0.5714** (0.3069)	-0.8051*** (0.3190)	-0.7020*** (0.2958)	-0.3142 (0.4440)
MA(1)	0.3551 (0.2845)	0.3643* (0.2773)	-0.8715*** (0.2961)	0.3579 (0.3171)	0.2908 (0.2695)	0.2082 (0.3291)
MA(2)	-0.3099* (0.1556)	-0.3051* (0.1455)	-1.0010*** (0.1466)	-0.3038 (0.1465)	-0.3584* (0.1459)	-0.7390** (0.1449)

	(0.2146)	(0.2122)	(0.3942)	(0.2523)	(0.2517)	(0.3784)
MA(3)	-0.7872***	-0.7900***	0.6506***	-0.7752***	-0.6891***	-0.4869*
	(0.2352)	(0.2274)	(0.2535)	(0.2743)	(0.2791)	(0.3328)
MA(4)	-0.5778*	-0.5858**	0.2227	-0.5689*	-0.4526*	-0.1355
	(0.3592)	(0.3554)	(0.2316)	(0.4019)	(0.3008)	(0.3508)
MA(5)	0.2231**	0.2256**	-0.0850	0.2128*	0.1879*	0.0803
	(0.1319)	(0.1325)	(0.2781)	(0.1434)	(0.1273)	(0.1589)
MA(6)	0.1409	0.1357	0.1779	0.1277	0.1423	0.2492**
	(0.1488)	(0.1508)	(0.1398)	(0.1602)	(0.1539)	(0.1371)
MA(7)	-0.0442	-0.0447	-0.0855	-0.0506	-0.1209	-0.1762
	(0.1891)	(0.1879)	(0.1641)	(0.1960)	(0.1778)	(0.1653)
SAR(1)	-0.8793***	-0.8851***	-0.6443*	-0.8770***	-0.8308***	-0.5344
	(0.2090)	(0.2050)	(0.4021)	(0.2251)	(0.1713)	(1.8593)
예측 오차	RMSE		RMSPE		MAE	
통계량	0.0456		0.0327		0.0402	
					0.0297	

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

2) 예측 오차 통계량은 시간차별 차분변수의 추정 후 수준 단계의 익월 예측치와 실제치를 이용하여 계산됨.

나. 보험종목별 13월차 해지율 예측 모형

1) 기술통계량 및 추이

<표 IV-7>은 2000년 12월~2008년 11월까지 분석대상 보험종목의 13월차 월별 해지율 자료에 관한 기술통계량을 보여준다. 이 중 종신보험, 금리 확정형 연금, 금리 연동형 연금의 13월차 해지율의 표본 평균은 각각 1.43%, 3.02%, 3.89%를 기록함에 따라 금리 확정형 및 연동형 연금의 13월차 해지율이 높은 것으로 나타났다.

<그림 IV-6>은 13월차 해지율의 추이를 나타낸다. 종신보험의 경우 13월차 해지율이 2003년 5월에 2.46%로 최대값을, 2001년 12월에 0.89%로 최소값을 기록하였고, 기간 간 표준편차가 0.32%로 비교적 안정적인 추이를 보여주었다. 금리 확정형 연금의 경우는 2001년 2월 기준 경과월수가 13개월이 된 계약조

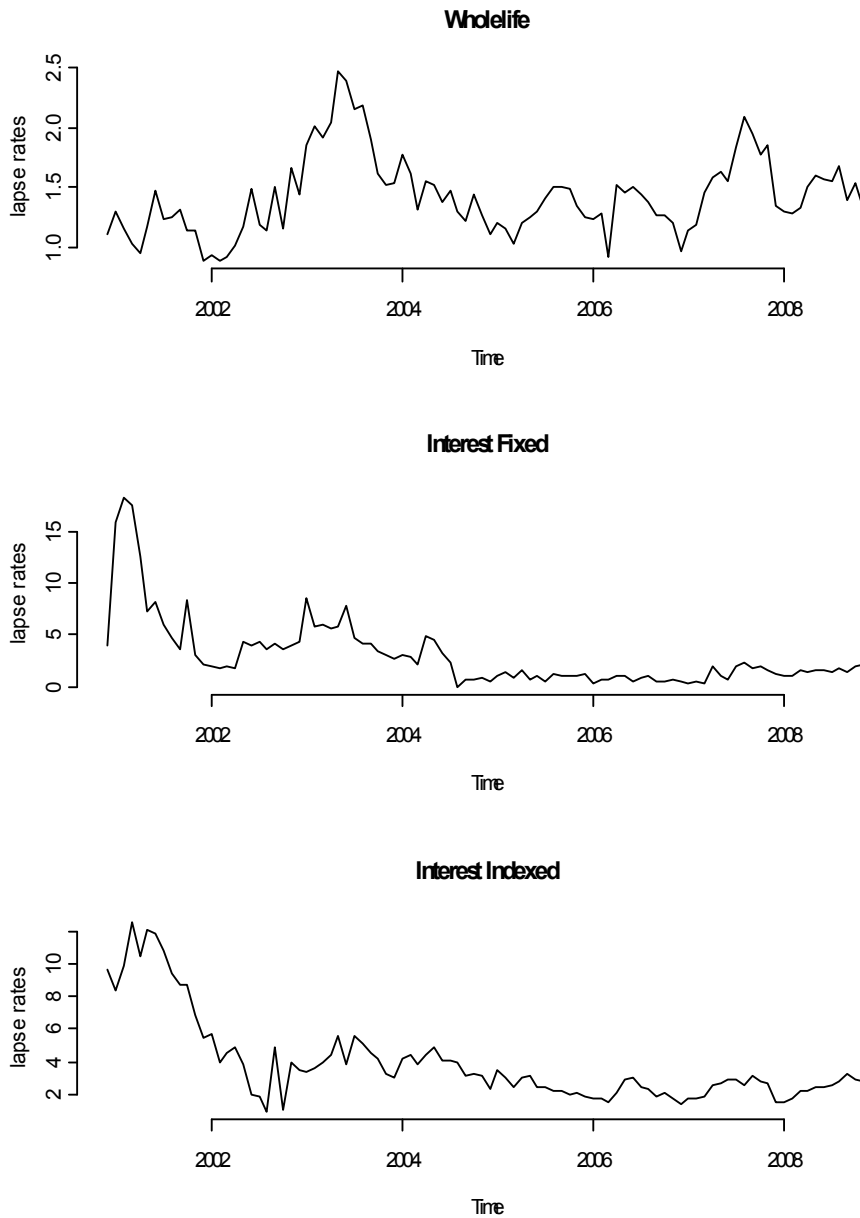
건들의 해지가 극심한 것으로 나타나 해지율이 18.30%에 이른 반면, 2004년 8월에는 0에 근접한 것으로 나타나 기간 간 편차가 분석대상 종목 중 가장 심한 것으로 나타났다. 금리 연동형 연금의 경우도 기간 간 편차가 비교적 심한 것으로 나타났고, 13월차 해지율이 2001년 5월에 12.56%로 최대값을, 2002년 8월에 0.94%로 최소값을 기록하였다.

<표 IV-7> 보험종목별 13월차 해지율 기술통계량(2000.12~2008.11)

(단위: %)

구 분	관측치 수	표본평균	표준편차	최소값	최대값
종신보험	96	1.4279	0.3235	0.8911	2.4587
금리 확정형 연금	96	3.0230	3.4184	0.0000	18.2990
금리 연동형 연금	96	3.8904	2.6050	0.9427	12.5568

<그림 IV-6> 보험종목별 13월차 해지율 추이(2000.12~2008.11)



2) 시계열 자료의 안정성 여부

앞서 설명한 ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정 방법을 이용하여 13월차 해지율 자료에 대한 단위근 존재 여부를 확인하였다. 단위근 검정 결과는 <표 IV-8>과 같다.

<표 IV-8> 보험종목별 13월차 해지율에 대한 단위근 검정(2000.12~2008.11)

수준변수	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
ADF 검정	-3.0700 (0.1343)	-4.8727*** (<0.01)	-3.4909** (0.0468)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-18.0379* (0.0904)	-30.2232*** (<0.01)	-11.7306 (0.4330)
KPSS 검정	0.2572 (0.1<)	1.5809*** (<0.01)	1.7798*** (<0.01)
차분변수	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
ADF 검정	-4.5417*** (<0.01)	-5.2723*** (<0.01)	-4.6064*** (<0.01)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-118.5751*** (<0.01)	-82.8502*** (<0.01)	-137.7419*** (<0.01)
KPSS 검정	0.0561 (0.1<)	0.0285 (0.1<)	0.1629 (0.1<)

주 : 1) ADF 검정 및 PP 검정의 귀무가설은 단위근이 존재, 즉 불안정 시계열 검정인 반면 KPSS(Kitawoski-Phillips-Schmidt-Shin Test) 검정의 귀무가설은 안정 시계열(level stationarity)을 의미함.

2) ADF 검정의 시차는 4, PP 검정의 truncation lag order는 3, KPSS 검정의 truncation lag order는 2임.

3) 괄호 안은 p -값을 의미함.

보험종목별 13월차 해지율의 시계열 특성을 살펴본 결과 수준변수는 검정 결과가 서로 상충되는 결과를 나타낸 반면, 차분변수는 3개 종목 모두 안정 시계열의 검정 결과를 얻었다. 따라서 보수적인 관점에서 3개 종목 13월차 해지율 모두는 1차 적분(I(1))의 특징을 가지는 것으로 간주한다. 그리하여

ARMA 모형 추정 시 차분변수를 사용한다.

3) ARMA 모형 설정 및 모형 적합성 검정

13월차 해지율을 이용한 최적 ARMA 예측 모형 구축도 모든 경과월차를 고려한 해지율 분석과 동일한 방법을 사용한다. 다만 하나의 시간창에 해당하는 관측치 수가 이전의 96개가 아닌 83개란 것만 다르다. 각 보험종목별 $ARMA(p,q)$ 후보군⁷¹⁾에 해당하는 RMSE, RMSPE, MAE, MAPE 값은 <표 부록-10> ~ <표 부록-12>에 수록되었다. 그리고 각 적합성 검정 통계량별 최소 값은 볼드체로 표시되어 있다.

이들 최소값에 해당하는 ARMA 모형은 <표 IV-9>에 정리되어 있는데 종신보험은 $ARMA(1,3)$, 금리 확정형 및 연동형 연금은 $ARMA(1,1)$ 이 최적 예측 모형으로 선택되었다.

<표 IV-9> 보험종목별 13월차 해지율 최적 ARMA 예측 모형

평가기준	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
RMSE	ARMA(1,3)	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)
RMSPE	ARMA(1,3)	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)
MAE	ARMA(1,3)	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)
MAPE	ARMA(1,3)	ARMA(1,1)	ARMA(1,1)

주 : ARMA 모형 추정에 있어 보험종목 모두 차분변수를 사용하였음.

종신보험 13월차 해지율의 최적 예측 모형인 $ARMA(1,3)$ 의 시간창별 추정 결과 및 적합성 통계량은 <표 IV-10>과 같다. 전반적으로 2, 9, 11번째 시간창을 제외하고는 계수 추정치가 일관적인 모습을 나타내고 있다. 그리고 $MA(2)$ 에 해당하는 계수 추정치가 전반적으로 유의하였다.

적합성 통계량으로 RMSE 0.0373, RMSPE 0.0271, MAE 0.0272, MAPE 0.0192로 나타났다. 그리고 RMSPE와 MAPE를 기준으로 볼 때 종신보험 13월차 해지율에 대한 $ARMA(1,3)$ 모형의 예측 오차는 각각 2.7%, 1.9% 정도로

71) ARMA 모형 추정에 있어 AIC 기준과 모형 추정의 유효성을 감안하여 차수 p 와 q 의 후보군을 각각 1~7, 0~7까지 두기로 하였다.

나타나 ARMA(3,1)은 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단된다.

<표 IV-10> 종신보험 13월차 해지율의 최적 예측 모형

차분변수	2001.1~ 2007.11	2001.2~ 2007.12	2001.3~ 2008.1	2001.4~ 2008.2	2001.5~ 2008.3	2001.6~ 2008.4
AR(1)	-0.4823 (0.7299)	0.2021 (0.4768)	-0.4945 (0.5971)	-0.5108 (0.5396)	-0.5079 (0.5652)	0.1714 (0.4138)
MA(1)	-0.2593 (0.4490)	-1.6321*** (0.3924)	-0.2156 (0.4521)	-0.1837 (0.4258)	-0.1889 (0.4471)	-1.5783*** (0.3168)
MA(2)	-0.7309*** (0.2794)	0.9047* (0.5702)	-0.7432*** (0.2763)	-0.7577*** (0.2545)	-0.7513*** (0.2679)	0.8758** (0.4482)
MA(3)	-0.0097 (0.1972)	-0.2726* (0.2048)	-0.0412 (0.2020)	-0.0586 (0.1958)	-0.0598 (0.2035)	-0.2975** (0.1660)
SAR(1)	-0.4823 (0.7299)	0.2021 (0.4768)	-0.4945 (0.5971)	-0.5108 (0.5396)	-0.5079 (0.5652)	0.1714 (0.4138)
차분변수	2001.7~ 2008.5	2001.8~ 2008.6	2001.9~ 2008.7	2001.10~ 2008.8	2001.11~ 2008.9	2001.12~ 2008.10
AR(1)	-0.5316 (0.5748)	-0.5164 (0.5872)	0.1679 (0.4259)	-0.5222 (0.6068)	0.1649 (0.4038)	-0.5390 (0.6661)
MA(1)	-0.1376 (0.4545)	-0.1670 (0.4745)	-1.5417*** (0.3344)	-0.1552 (0.4759)	-1.5478*** (0.3198)	-0.1420 (0.4690)
MA(2)	-0.7730*** (0.2605)	-0.7487*** (0.2842)	0.8106** (0.4653)	-0.7572*** (0.2814)	0.8235** (0.4531)	-0.7795*** (0.2748)
MA(3)	-0.0894 (0.2157)	-0.0844 (0.2123)	-0.2688* (0.1668)	-0.0875 (0.2164)	-0.2757* (0.1706)	-0.0785 (0.2174)
SAR(1)	-0.5316 (0.5748)	-0.5164 (0.5872)	0.1679 (0.4259)	-0.5222 (0.6068)	0.1649 (0.4038)	-0.5390 (0.6661)
예측 오차	RMSE		RMSPE		MAE	
통계량	0.0373		0.0271		0.0272	
						MAPE
						0.0192

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

2) 예측 오차 통계량은 시간차별 차분변수의 추정 후 수준 단계의 익월 예측치와 실제치를 이용하여 계산됨.

금리 확정형 연금의 13월차 해지율에 대한 최적 모형인 ARMA(1,1) 모형을 이용한 추정 결과는 <표 IV-11>과 같다. 1번째 시간차를 제외한 대부분 계수

추정치는 전반적으로 일관성을 나타내고 있다. 그리고 MA(1)의 추정치가 전 시간창에서 유의한 음(-)의 관계를 보여주고 있다.

한편 동 모형이 보여주는 예측 오차에 대한 검정 통계량은 RMSE 0.1146, RMSPE 0.0760, MAE 0.0863, MAPE 0.0568로 나타났다. RMSPE와 MAPE를 기준으로 볼 때 각각 7.6%, 5.7% 정도로 나타나 ARMA(1,1) 모형은 금리 확정형 연금 13월차 해지율에 대한 예측 모형으로서 적합한 것으로 볼 수 있다.

<표 IV-11> 금리 확정형 연금 13월차 해지율의 최적 예측 모형

차분변수	2001.1~ 2007.11	2001.2~ 2007.12	2001.3~ 2008.1	2001.4~ 2008.2	2001.5~ 2008.3	2001.6~ 2008.4
AR(1)	0.0325 (0.5581)	-0.0743 (0.3214)	-0.1344 (0.2735)	-0.1343 (0.2750)	-0.1901 (0.4771)	-0.1747 (0.2486)
MA(1)	-1.0000*** (0.0327)	-0.9565*** (0.0573)	-0.8275*** (0.0934)	-0.8256*** (0.1025)	-0.9660*** (0.0583)	-1.0000*** (0.0446)
SAR(1)	0.0325 (0.5581)	-0.0743 (0.3214)	-0.1344 (0.2735)	-0.1343 (0.2750)	-0.1901 (0.4771)	-0.1747 (0.2486)
차분변수	2001.7~ 2008.5	2001.8~ 2008.6	2001.9~ 2008.7	2001.10~ 2008.8	2001.11~ 2008.9	2001.12~ 2008.10
AR(1)	-0.1726 (0.2538)	-0.1902 (0.2171)	-0.1918 (0.2926)	-0.2026 (0.3571)	-0.1041 (0.9154)	-0.1429 (0.3994)
MA(1)	-1.0000*** (0.0479)	-1.0000*** (0.0371)	-1.0000*** (0.0347)	-1.0000*** (0.0363)	-1.0000*** (0.0485)	-1.0000*** (0.0370)
SAR(1)	-0.1726 (0.2538)	-0.1902 (0.2171)	-0.1918 (0.2926)	-0.2026 (0.3571)	-0.1041 (0.9154)	-0.1429 (0.3994)
예측 오차 통계량	RMSE 0.1146	RMSPE 0.0760	MAE 0.0863	MAPE 0.0568		

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

2) 예측 오차 통계량은 시간창별 차분변수의 추정 후 수준 단계의 익월 예측치와 실제치를 이용하여 계산됨.

금리 연동형 연금의 13월차 해지율에 대한 최적 예측 모형인 ARMA(1,1)에 대한 <표 IV-12>와 같다. 전반적으로 계수 추정치의 일관성은 전 시간창에 걸쳐 이루어지고 있다.

ARMA(1,1) 모형의 적합성 검정 통계량으로 RMSE 0.1559, RMSPE 0.0802, MAE 0.1186, MAPE 0.0553로 나타나, RMSPE와 MAPE를 기준으로 각각 8.0%, 5.5% 정도의 예측 오차를 기록함에 따라 금리 연동형 연금의 13월차 해지율에 대한 ARMA(1,1)은 유효한 예측 모형으로 판단된다.

<표 IV-12> 금리 연동형 연금 13월차 해지율의 최적 예측 모형

차분변수	2001.1~ 2007.11	2001.2~ 2007.12	2001.3~ 2008.1	2001.4~ 2008.2	2001.5~ 2008.3	2001.6~ 2008.4
AR(1)	-0.2107 --	-0.2022 --	-0.2660 --	-0.2622 (0.6501)	-0.2410 --	-0.2788 (0.4052)
MA(1)	-0.9836 (0.0701)	-1.0000 (0.0682)	-0.9280 (0.0955)	-0.8851*** (0.0765)	-0.9087 (0.0800)	-0.8278*** (0.0766)
SAR(1)	-0.2107 --	-0.2022 --	-0.2660 --	-0.2622 (0.6501)	-0.2410 --	-0.2788 (0.4052)
차분변수	2001.7~ 2008.5	2001.8~ 2008.6	2001.9~ 2008.7	2001.10~ 2008.8	2001.11~ 2008.9	2001.12~ 2008.10
AR(1)	-0.2802 (0.4161)	-0.2793 (0.4703)	-0.2666 --	-0.2647 --	-0.2560 --	-0.2687 --
MA(1)	-0.8192*** (0.0799)	-0.8384*** (0.0838)	-0.8772 (0.0989)	-0.8820 (0.1222)	-0.9256 (0.1573)	-0.9898 (0.1005)
SAR(1)	-0.2802 (0.4161)	-0.2793 (0.4703)	-0.2666 --	-0.2647 --	-0.2560 --	-0.2687 --
예측 오차	RMSE		RMSPE		MAE	
통계량	0.1559		0.0802		0.1186	
					0.0553	

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

2) 표준오차 중 일부는 컴퓨터 계산상 오류발생으로 인해 생략됨.

3) 예측 오차 통계량은 시간차별 차분변수의 추정 후 수준 단계의 익월 예측치와 실제치를 이용하여 계산됨.

3. 다변량 시계열 분석 및 모형 구축

본 절에서는 해지율 관련 다변량 시계열 모형의 추정 결과 및 예측 모형 구축 그리고 평가를 하고자 한다. 이 중 ‘가’~‘라’ 소절에서는 보험종목별로 모든 경과월차를 고려한 월별 해지율 자료 및 거시변수의 기술통계량, 단위근 검정, 다변량 해지율 예측 모형에 대한 추정 결과 및 평가를 서술한다. ‘마’ 소절에서는 보험종목별 13월차 해지율에 대한 추정 및 예측 모형 평가에 대해 간략히 서술한다. 그 이유는 앞서 언급한 바와 같이 3개 보험종목 모두 13월차 해지율에 대한 예측 모형의 추정 및 적합도가 좋지 않았기 때문이다.

가. 다변량 시계열의 안정성 검정과 모형 설정

1) 거시변수의 기술통계량

다변량 시계열 모형에 입각하여 해지율 예측 모형을 설정하기 위해서는 우선 해지율과 밀접한 관련성이 있는 거시변수의 선택이 필요하다. 기존의 문헌에 따르면 해지율은 주로 이자율 상승이 해지를 높인다는 이자율 가설, 소비자물가 상승 시 해지가 늘어난다는 인플레이션 가설, 실업률에 영향을 받는다는 긴급자금 가설 등이 있다.

<표 IV-13> 거시변수에 대한 기술통계량(2004.12~2008.11)

구 분	관측치 수	표본평균	표준편차	최소값	최대값
국고채금리 5년(%)	48	5.01	0.56	3.39	6.02
물가상승률(%)	48	3.03	1.08	1.68	5.90
실업률(%)	48	3.42	0.34	3.00	4.30
경기동행지수	48	108.49	6.87	97.40	117.90

이러한 가설을 근거로 <표 IV-13>에서 보는 바와 같이 금리, 물가상승률, 실업률, 경기동행지수를 관련 변수로서 고려하였다. 이 중 경기동행지수는 경제성장에 대한 대리변수로 사용하였는데, 그 이유로 본 연구에서 필요로 하는

시계열 자료는 월별 자료인데 반해 GDP 자료는 분기 자료⁷²⁾이기 때문이다.

다변량 분석 시 대상 기간은 2004년 12월~2008년 11월까지로 설정하였는데, 그 이유로는 <그림 IV-3> ~ <그림 IV-5>에 나타나 있듯이 보험종목별 월별 해지율이 2004년 후반에 와서야 비로소 안정적인 추이를 보이고 있기 때문이다. 후술하겠지만 거시변수와 함께 ADL 모형을 이용할 경우 해지율의 수준 변수를 사용하게 된다. 본 연구에서는 예측력이 높은 시계열 모형을 구축하고자 하므로 안정적인 시계열이 나타나는 구간을 확보하는 것이 바람직한 것으로 판단하였다. 아울러 적합성 검정을 위한 표본기간은 ADL과 VAR 등 다변량 시계열 모형이 단기 예측에 적합하다는 점에서 2008년 6월~11월까지로 설정하였다. <표 IV-13>은 도입된 거시변수들의 기술통계량으로 국고채 5년의 금리는 평균적으로 5.01%, 물가상승률은 평균 3.03%, 실업률은 평균 3.42%, 경기동행지수는 평균 108.49이다.

2) 보험종목별 해지율과 거시변수의 안정성 검정

한편, 다변량 시계열 분석을 위해서는 보험종목별 해지율 자료와 함께 거시변수들의 안정성 여부도 확인해야 한다. 따라서 단변량 분석에서 이루어졌던 ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정을 이들 거시변수에도 적용한다. 다만, 검정을 위한 표본기간은 추정 기간인 2004년 12월~2008년 5월까지이다.

<표 IV-14>에서 보는 바와 같이 전반적으로 보험종목별 해지율의 수준변수는 단위근을 갖는 불안정 시계열을, 차분변수는 안정시계열을 갖는 것으로 나타나, 1차 적분(I(1))의 형태를 띠고 있다.

72) 실제 분기별 GDP 자료를 월별로 전환하는 방법들이 개발되어 있으나 이들은 다소 엄격한 가정을 통해서 만들어진 방법이어서 본 연구에서는 단순히 대리변수를 통한 방법을 선택한다.

<표 IV-14> 보험종목별 해지율 단위근 검정(2004.12~2008.5)

수준변수	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
ADF 검정	-2.8910 (0.2224)	-2.9457 (0.2009)	-2.2530 (0.4739)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-11.9730 (0.3774)	-7.4067 (0.6656)	-10.3542 (0.4795)
KPSS 검정	1.3486*** (<0.01)	0.9323*** (<0.01)	1.1880*** (<0.01)
차분변수	종신보험	금리 확정형 연금	금리 연동형 연금
ADF 검정	-4.4966*** (<0.01)	-4.1322** (0.0143)	-3.4236* (0.0673)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-46.0309*** (<0.01)	-52.9577*** (<0.01)	-47.9565*** (<0.01)
KPSS 검정	0.1558 (0.1<)	0.2128 (0.1<)	0.1474 (0.1<)

- 주 : 1) ADF 검정 및 PP 검정의 귀무가설은 단위근이 존재, 즉 불안정 시계열 검정인 반면 KPSS(Kitawoski-Phillips-Schmidt-Shin Test) 검정의 귀무가설은 안정 시계열(level stationarity)을 의미함.
- 2) ADF 검정의 시차는 3, PP 검정의 truncation lag order는 3, KPSS 검정의 truncation lag order는 1임.
- 3) 괄호 안은 p -값을 의미함.

<표 IV-15> 거시변수 단위근 검정(2004.12~2008.5)

수준변수	국고채 금리(5년)	물가상승률	실업률	로그 경기동행지수
ADF 검정	-2.2772 (0.4644)	0.0712 (0.9900)	-3.0968 (0.1413)	-2.7890 (0.2626)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-13.3729 (0.2890)	0.4451 (0.9900)	-17.6184* (0.0772)	-16.8025* (0.0921)
KPSS 검정	1.2765*** (<0.01)	0.5984** (0.0228)	1.3168*** (<0.01)	2.1649*** (<0.01)
차분변수	국고채 금리(5년)	물가상승률	실업률	로그 경기동행지수
ADF 검정	-4.3487*** (<0.01)	-4.5104*** (<0.01)	-4.1036** (0.0154)	-3.4604* (0.0619)
PP 검정 $Z(\alpha)$	-26.7893*** (<0.01)	-40.5700*** (<0.01)	-25.0614*** (<0.01)	-22.9969** (0.0171)
KPSS 검정	0.1925 (0.1 $<$)	0.5170** (0.0378)	0.0277 (0.1 $<$)	0.0548 (0.1 $<$)

주 : 1) ADF 검정 및 PP 검정의 귀무가설은 단위근이 존재, 즉 불안정 시계열 검정인 반면 KPSS(Kitawoski-Phillips-Schmidt-Shin Test) 검정의 귀무가설은 안정 시계열(level stationarity)을 의미함.

2) ADF 검정의 시차는 3, PP 검정의 truncation lag order는 3, KPSS 검정의 truncation lag order는 1임.

3) 괄호 안은 p -값을 의미함.

거시변수들의 경우에도 <표 IV-15>에서 보는 바와 같이 물가상승률이 다소 불안정 시계열의 특성을 띠고 실업률과 경기동행지수에 대한 PP 검정의 귀무가설이 10% 유의수준에 기각되기는 하지만 도입된 거시변수들 모두 전반적으로 1차 적분(I(1))의 시계열 특성을 갖는다고 볼 수 있다. 따라서 본 절의 다변량 분석에서는 해지율과 거시변수 간 공적분 관계 여부를 파악한 후 공적분 관계가 존재하면 수준변수들을 이용해 ECM과 동일한 ADL 모형을 사용하고, 그렇지 않은 경우에는 1차 차분한 변수들을 이용한 VAR 모형을 사용한다. 참고로 $ADL(p,p)$ 모형과 $VAR(p)$ 모형은 다음과 같이 표현되고, 아래 식에서 사용된 볼드체는 벡터 또는 행렬을 의미한다.

$$\text{ADL}(p,p): \quad y_t = \gamma + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^p \beta_i^j x_{t-i}^j + \epsilon_t$$

$$\text{VAR}(p): \quad \Delta y_t = \delta + \sum_{i=1}^p A_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

ADL 모형식에서 y_t 는 해지율 변수, x_{t-i}^j 는 j번째 시차가 i인 거시변수, ϵ_t 는 오차항을 가리킨다. 한편, VAR 모형식에서의 y_t 는 시계열 변수들의 벡터이다. 본고의 경우에는 해지율, 국고채 5년 금리, 물가상승률, 실업률, 로그 경기동행 지수로 이루어진 5개의 시계열 자료로 구성된다. 그리고 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, δ 는 상수항 벡터, A_i 는 VAR(p) 우변 설명변수의 계수 행렬이고, ϵ_t 는 오차항 벡터를 의미한다.

나. 종신보험

1) 공적분 검정

종신보험에 대한 해지율의 다변량 시계열 모형을 구축하기 위해서는 거시 변수들과 종신보험의 해지율로 구성된 시계열 자료의 공적분 여부를 확인할 필요가 있다. <표 IV-16>은 종신보험의 해지율을 종속변수로 두고 ADL(p, p)⁷³⁾ 모형에 포함될 설명변수 중 종속변수의 시차변수만을 제외한 회귀식에서 OLS 추정을 통해 산출된 잔차를 활용하여 ADF 검정을 한 결과이다. 구체적인 회귀식은 아래와 같이 표현된다.

$$y_t = a + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^q b_i^j x_{t-i}^j + \epsilon_t, \quad \text{그리고 } p = q + 1$$

ADF 검정 결과 종신보험의 경우 해지율과 다른 거시변수 간의 장기 균형을 보여주는 공적분 관계가 존재하지 않는다. 따라서 종신보험의 경우 ADL

73) ADL(p,p)에서 차수 p의 범위는 ADL 모형에서 추정 결과가 유효한 것에 한정한다.

모형을 사용하기는 어렵고 차분 VAR을 사용하기로 한다.

<표 IV-16> 종신보험 ADL(p, p) 모형의 공적분 검정

	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$
ADF 검정	-1.416	-1.721	-0.890	-0.910	-1.529	-1.615
	[0.5747]	[0.4203]	[0.7911]	[0.7845]	[0.5192]	[0.4753]

주 : 1) 공적분 검정은 해지율을 종속변수로 하고, 종속변수의 시차변수를 제외한 설명 변수로만 구성된 회귀식의 잔차를 통한 ADF 검정임.

2) []안은 p -값을 의미함.

2) 벡터자기상관모형(VAR) 추정 결과

VAR(p)의 추정 시 각 시계열 변수들(해지율 포함)을 종속변수로 한 결과가 나타나지만, 지면 관계상 <표 IV-17>은 VAR(p)의 추정 결과 중 종신보험의 차분 해지율을 종속변수로 한 것만 보고한다. 앞서 언급한 바와 같이 추정을 위한 표본기간은 2004년 12월~2008년 5월까지이다. 그리고 2008년 6월~11월까지의 6개월은 적합성 검정의 기준이 되는 통계량 계산에 사용된다. 아울러 이들 통계량의 계산은 수준변수로 전환한 후 계산한 것이다.

추정 결과를 살펴보면 전반적으로 종신보험의 차분 해지율은 자기상관에 의한 영향을 상대적으로 많이 받는 것으로 보이는 반면, 차분 거시변수들의 영향은 상대적으로 크지 않다. 공적분 검정 결과 종신보험의 해지율이 거시변수와 장기 균형관계가 있는 것으로 보기 어렵다는 점을 감안할 때 거시변수와의 관계를 통한 종신보험 해지율 모형의 성과는 전반적으로 좋지 않을 수 있다.

그러나 후술하겠지만 최적 모형으로 선택된 VAR(6) 모형을 중심으로 추정치를 해석해 보면 단기적으로 종신보험의 차분 해지율이 1계 및 5계 시차 차분 금리변수와 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있다. 즉, 당월에 금리 상승이 있을 경우 익월 또는 5개월 후 종신보험 해지율의 증가율이 커짐을 의미한다. 이 부분은 증가율 관점에서 이자율 가설을 지지하는 부분이다. 그러나 다른

시차변수들은 유의하지는 않지만 음(-)의 값을 보여주고 있어 장기적 관점에서 이자율 가설의 영향을 상쇄하는 역할을 한다. 차분 물가상승률은 3, 4, 5계 시차에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 인플레이션 가설을 지지하는 반면, 나머지 시차들은 음(-)의 관계를 보여주고 있어 장기적 관점에서 유의한 양(+)의 영향을 약화시킨다. 마찬가지로 차분 실업률의 경우 3과 5계 시차에서 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있어 긴급자금가설을 지지하는 반면, 1, 2, 6계 시차에서는 음(-)의 관계를 보여주고 있다. 로그 경기동행지수는 1, 3, 4, 6계 시차에서 음(-)의 관계를 보여주어 경제적 의미를 부여할 수 있으나 유의하지 않은 것으로 판단되고 오히려 유의한 양(+)의 영향이 더 강하게 나타난다. 따라서 VAR(6) 모형은 전반적으로 이자율, 인플레이션, 긴급자금 가설 모두를 지지하고 있는 것으로 보이지만, 그 영향력은 크지 않다.

한편, <표 IV-17> 하단에 나타나 있는 최적 예측 모형의 적합성 검정 기준과 R^2 를 기준으로 볼 때 거시변수를 이용한 종신보험의 월별 해지율은 모형(6)인 VAR(6)가 가장 적합한 예측 모형인 것으로 판단된다. 실제 VAR(6) 모형의 경우 R^2 가 89% 정도로 비교적 높고, RMSPE이나 MAPE를 보면 수준단계의 해지율 대비 각각 7%, 5%대의 비교적 양호한 예측 오차를 나타내어 종신보험 해지율의 예측 모형으로서 적합한 것으로 볼 수 있다.

<표 IV-17> 종신보험 월별 해지율의 VAR(p) 추정 결과

변수명	차분 해지율					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
차분 해지율(1)	-0.1146 (0.1652)	-0.1175 (0.1372)	-0.2419 (0.1731)	-0.2492 (0.1663)	-0.2883*** (0.1100)	0.4013* (0.2258)
차분 해지율(2)		0.1046 (0.1437)	0.1979 (0.1447)	0.3983** (0.1874)	0.2777** (0.1213)	0.2377** (0.0959)
차분 해지율(3)			0.0938 (0.1469)	0.1611 (0.1537)	0.1721 (0.1412)	0.0987 (0.1138)
차분 해지율(4)				-0.2438* (0.1462)	-0.1277 (0.1038)	-0.2504** (0.1154)
차분 해지율(5)					0.3428*** (0.1067)	-0.0121 (0.1298)
차분 해지율(6)						-0.7497*** (0.1673)
차분 국고채 금리 5년(1)	0.0152 (0.0316)	0.0223 (0.0280)	-0.0050 (0.0318)	-0.0284 (0.0367)	0.0400 (0.0288)	0.0631** (0.0252)
차분 국고채 금리 5년(2)		-0.0066 (0.0273)	0.0146 (0.0303)	0.0141 (0.0326)	0.0456* (0.0258)	-0.0012 (0.0267)
차분 국고채 금리 5년(3)			-0.0657** (0.0276)	-0.0687** (0.0309)	-0.0377 (0.0230)	-0.0016 (0.0241)
차분 국고채 금리 5년(4)				0.0003 (0.0290)	-0.0502** (0.0222)	-0.0203 (0.0204)
차분 국고채 금리 5년(5)					0.0402** (0.0203)	0.0442** (0.0224)
차분 국고채 금리 5년(6)						0.0147 (0.0194)
차분 물가상승률(1)	0.0052 (0.0234)	0.0049 (0.0208)	-0.0008 (0.0204)	-0.0043 (0.0199)	-0.0448*** (0.0146)	-0.0099 (0.0155)
차분 물가상승률(2)		-0.0424** (0.0193)	-0.0439** (0.0201)	-0.0382* (0.0197)	-0.0727*** (0.0134)	-0.0160 (0.0194)
차분 물가상승률(3)			-0.0154 (0.0228)	-0.0054 (0.0224)	-0.0073 (0.0152)	0.0789*** (0.0263)
차분 물가상승률(4)				0.0093 (0.0232)	0.0440*** (0.0159)	0.0672*** (0.0140)
차분 물가상승률(5)					0.0594*** (0.0185)	0.0424** (0.0181)

차분 물가상승률(6)						-0.0312* (0.0168)
차분 실업률(1)	0.0057 (0.0355)	0.0092 (0.0334)	0.0228 (0.0372)	0.0319 (0.0431)	0.0688** (0.0313)	-0.0245 (0.0370)
차분 실업률(2)		-0.0701** (0.0335)	-0.0729** (0.0347)	-0.0890** (0.0363)	-0.1070*** (0.0291)	-0.1338*** (0.0269)
차분 실업률(3)			-0.0048 (0.0354)	-0.0333 (0.0369)	-0.0233 (0.0250)	0.0504* (0.0288)
차분 실업률(4)				0.0613 (0.0379)	0.0415 (0.0277)	0.0126 (0.0243)
차분 실업률(5)					0.0864*** (0.0267)	0.1146*** (0.0250)
차분 실업률(6)						-0.0334 (0.0329)
차분 로그 경기동행지수(1)	0.5109 (1.9437)	-1.6935 (1.8129)	-0.5313 (1.9702)	2.1396 (2.2141)	-1.0051 (1.5232)	-1.0353 (1.3081)
차분 로그 경기동행지수(2)		4.6379** (1.9028)	4.6059** (1.9154)	3.5586* (2.0405)	3.9649** (1.5921)	5.8738*** (1.4995)
차분 로그 경기동행지수(3)			0.6906 (2.0073)	1.2525 (1.9714)	1.0750 (1.5231)	-0.5584 (1.6047)
차분 로그 경기동행지수(4)				2.0159 (2.2049)	0.7839 (1.4926)	-0.4435 (1.3551)
차분 로그 경기동행지수(5)					6.3721*** (1.5898)	4.3609*** (1.3569)
차분 로그 경기동행지수(6)						-3.1218 (1.9075)
상수항	-0.0119 (0.0113)	-0.0210* (0.0122)	-0.0258* (0.0156)	-0.0464** (0.0223)	-0.0548*** (0.0198)	-0.0368* (0.0206)
관측치 수	41	40	39	38	37	36
R^2	0.0213	0.3465	0.3699	0.5192	0.8053	0.8908
RMSE	0.0896	0.0874	0.0978	0.1045	0.0852	0.0806
RMSPE	0.0812	0.0831	0.0977	0.1049	0.0891	0.0783
MAE	0.0665	0.0746	0.0916	0.0997	0.0807	0.0546
MAPE	0.0635	0.0736	0.0929	0.1016	0.0842	0.0544

주 : 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

다. 금리 확정형 연금

1) 공적분 검정

금리 확정형 연금의 월별 해지율과 거시변수 간의 공적분 검정 결과는 <표 IV-18>과 같다. 금리 확정형 연금의 해지율은 유효한 시차범위 내에서 시차 q 가 2, 3인 경우를 제외하고는 유의수준 10%에서 공적분이 존재하는 것으로 판명되었다. 즉, q 가 0, 1, 4인 경우에 공적분이 존재하고, 또한 $p = q + 1$ 이므로, ADL(1,1), ADL(2,2), ADL(5,5) 모형을 금리 확정형 연금 해지율의 예측 모형 후보군으로 한다.⁷⁴⁾

<표 IV-18> 금리 확정형 연금 ADL(p, p) 모형의 공적분 검정

	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$
ADF 검정	-3.095**	-3.197**	-2.426	-2.441	-2.580*
	[0.0269]	[0.0202]	[0.1344]	[0.1304]	[0.0972]

주 : 1) 공적분 검정은 해지율을 종속변수로 하고, 종속변수의 시차변수를 제외한 설명 변수로만 구성된 회귀식의 잔차를 통한 ADF 검정임.

2) []안은 p -값을 의미함.

2) 자기시차분포 모형(ADL) 추정 결과

후보군으로 정해진 ADL 모형을 이용한 추정 및 적합성 검정 결과는 <표 IV-19>와 같다. 종신보험의 경우처럼 추정을 위한 표본기간은 2004년 12월~2008년 5월까지이고, 적합성 검정 표본기간은 2008년 6월~11월까지이다. ADL 모형은 추정 및 적합성 검정 모두 수준변수에 기반한다. ADL(1,1) 모형의 경우 1계 시차 자기상관변수에서 양(+)의 영향이 크게 나타난다. 거시변수

74) 본 연구는 공적분 검정 결과 실제 공적분 관계가 존재하지 않는 q 가 존재하고, 공적분 관계가 다소 뚜렷하지 못한 측면을 감안하여 강건성(robustness) 확보와 추가적인 최적 예측 모형을 찾기 위하여 차분 VAR 모형도 함께 추정한 후 적합성 검정을 시행하였다. 그러나 유효한 추정 결과를 가진 VAR 모형이 전반적으로 ADL 모형보다 예측 모형으로서 추정 및 적합성 측면에서 미흡한 결과를 보임에 따라 본문에서는 제외하였다. 대신에 해당 차분 VAR 추정 결과를 부록에 두었다.

와의 관계에서는 당월 이자율 및 실업률과 유의한 양(+)의 관계가 나타나며, 1계 시차 변수들과는 음(-)의 관계가 나타난다. 그러나 1계 시차 변수들의 음(-)의 영향은 유의하지 않을 뿐더러 당월의 양(+)의 영향에는 미치지 못하는 수준이다. 따라서 ADL(1,1) 모형이 공적분 관계가 존재하여 해지율과 도입된 거시변수 간의 장기 균형 관계가 존재한다는 점과 당월 및 시차변수와의 영향을 감안하면 장기적으로 이자율 가설과 긴급자금 가설을 지지하고 있는 것으로 볼 수 있다. 물가상승률과 로그 경기동행지수는 시차에 따라 양(+)과 음(-)의 영향이 공존하고 있고 유의하지도 않아 정확한 관계 설명은 용이하지 않다.

한편, ADL(2,2) 모형에서도 해지율이 자기상관변수들과 유의한 양(+)의 관계를 가지고 있다. 이자율과의 관계로는 해지율이 2계 시차 국고채 5년 금리와 유의한 음(-)의 관계를 보여주고 있으나 당월 및 1계 시차 변수와의 양(+)의 관계를 감안하면 이자율 가설을 부인하기는 어려워 보인다. 물가상승률의 경우는 음(-)의 영향이 다소 우세하여 인플레이션 가설을 지지하지 못한다. 실업률의 경우 해지율에 미치는 영향이 시차에 따라 혼재되어 있으나 전반적으로 양(+)의 영향이 다소 우세하여 긴급자금 가설을 지지하는 것으로 판단된다. 로그 경기동행지수에서는 당월 및 1계 시차 변수가 음(-)의 관계를 보이거나 유의하지 않고, 2계 시차 변수에서는 유의한 양(+)의 관계를 보임에 따라 해석이 쉽지 않다.

마지막으로 ADL(5,5) 모형에서는 이자율의 경우 전반적으로 양(+)의 영향이, 물가상승률과 로그 경기동행지수가 음(-)의 영향이 다소 우세하나 유의한 결과로 보기는 어렵다. 다만, 실업률의 경우 당월 및 5계 시차변수가 유의한 양(+)의 영향이 큰 것으로 나타나 긴급자금 가설을 지지하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 금리 확정형 연금의 해지율에 대한 ADL 모형의 추정 결과를 정리해 보면 전반적으로 이자율 가설과 긴급자금 가설이 지지되는 것으로 볼 수 있다.

한편, <표 IV-19> 하단에 있는 R^2 와 적합성 검정 통계량을 살펴보면 금리 확정형 연금의 해지율은 ADL(1,1)이 가장 적합한 예측 모형인 것으로 판단된다. 후보 모형들 중 R^2 는 낮지만 80%를 상회하고 있고, 적합성 검정 기준이 가장 우수하기 때문이다. 실제 RMSPE이나 MAPE를 기준으로 수준 단계의 해지율 대비 예측 오차가 10%를 하회하는 것으로 나타나 ADL(1,1) 모형은

예측 모형으로서 적합한 것으로 볼 수 있다. 참고로 표에 나타난 ADL(5,5) 모형은 R^2 가 94%에 이르지만, RMSPE이나 MAPE가 각각 18%, 21%를 상회하고 있어 예측 오차가 매우 큰 것으로 나타났다. ADL(5,5) 모형에서는 계량적인 측면에서 overfitting이 의심된다. 따라서 본 연구에서는 이를 최적 모형으로 선택하지 않았다.

<표 IV-19> 금리 확정형 연금의 ADL(p,p) 추정 결과

변수명	해지율		
	ADL(1,1)	ADL(2,2)	ADL(5,5)
해지율(1)	0.7536*** (0.1317)	0.3880** (0.1563)	0.1581 (0.2847)
해지율(2)		0.4773** (0.2021)	0.4223 (0.3423)
해지율(3)			0.0098 (0.4370)
해지율(4)			-0.0709 (0.3193)
해지율(5)			0.1320 (0.3502)
국고채 금리 5년	0.0552* (0.0290)	0.0623 (0.0398)	0.0490 (0.0683)
국고채 금리 5년(1)	-0.0381 (0.0304)	0.0283 (0.0421)	0.0502 (0.0769)
국고채 금리 5년(2)		-0.0734** (0.0307)	-0.0135 (0.0708)
국고채 금리 5년(3)			0.0064 (0.0699)
국고채 금리 5년(4)			-0.0199 (0.0965)
국고채 금리 5년(5)			-0.0293 (0.0796)
물가상승률	0.0097 (0.0253)	-0.0414* (0.0241)	0.0026 (0.0324)
물가상승률(1)	-0.0066 (0.0337)	0.0210 (0.0329)	0.0242 (0.0501)
물가상승률(2)		-0.0048 (0.0274)	-0.0738 (0.0392)

물가상승률(3)			-0.0095 (0.0520)
물가상승률(4)			0.0329 (0.0537)
물가상승률(5)			0.0119 (0.0616)
실업률	0.0852* (0.0445)	0.1507** (0.0591)	0.1810* (0.0799)
실업률(1)	-0.0528 (0.0438)	-0.1619** (0.0660)	-0.0791 (0.0974)
실업률(2)		0.0764 (0.0511)	0.0587 (0.0968)
실업률(3)			0.0998 (0.0682)
실업률(4)			-0.0302 (0.0871)
실업률(5)			0.1607* (0.0731)
로그 경기동행 지수	-0.5560 (1.7387)	-1.1974 (2.4212)	4.7110 (3.5046)
로그 경기동행 지수(1)	0.4943 (1.6148)	-3.2950 (3.2605)	-6.8265 (4.3596)
로그 경기동행 지수(2)		5.0126*** (1.7759)	6.9022 (4.9736)
로그 경기동행 지수(3)			-0.1664 (4.8599)
로그 경기동행 지수(4)			-2.6204 (5.6802)
로그 경기동행 지수(5)			-0.2575 (4.8195)
상수항	0.2113 (1.4024)	-2.5877 (1.6417)	-9.5569* (4.9043)
관측치 수	41	40	37
R^2	0.8062	0.8704	0.9427
RMSE	0.0589	0.0698	0.1307
RMSPE	0.0977	0.1154	0.2183
MAE	0.0439	0.0516	0.1059
MAPE	0.0770	0.0888	0.1830

주 : 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

라. 금리 연동형 연금

1) 공적분 검정

<표 IV-20>은 금리 연동형 연금의 해지율과 거시변수들 간 공적분 검정의 결과이다. 금리 연동형 연금의 해지율은 유효한 시차범위 내에서 시차 q 가 2인 경우를 제외하고 모두 유의수준 10%에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 판명되었다. 따라서 $p = q + 1$ 의 관계를 가지고 있으므로 ADL(1,1), ADL(2,2), ADL(4,4), ADL(5,5) 모형을 후보군으로 한다. 한편, 공적분이 존재하지 않은 q 가 존재함과 동시에 전반적으로 공적분 관계가 약하여 본 연구가 최적 예측 모형을 탐색한다는 차원에서 차분 VAR 모형도 함께 추정하고 적합성 검정도 시행하였다.

<표 IV-20> 금리 연동형 연금 ADL(p,p) 모형의 공적분 검정

	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$
ADF 검정	-2.778*	-2.716*	-2.465	-2.757*	-3.086**
	[0.0615]	[0.0713]	[0.1243]	[0.0647]	[0.0276]

주 : 1) 공적분 검정은 해지율을 종속변수로 하고, 종속변수의 시차변수를 제외한 설명 변수로만 구성된 회귀식의 잔차를 통한 ADF 검정임.

2) []안은 p -값을 의미함.

2) 자기시차분포 모형(ADL) 추정 결과

<표 IV-21>은 후보군으로 정해진 ADL 모형과 추정된 차분 VAR 모형 중에서 최적 모형⁷⁵⁾의 추정 결과이다. 추정 및 적합성 검정의 표본기간과 방법은 이전과 동일하다. 후술하겠지만 ADL 모형 중에서 최적 모형으로 나타나는 ADL(4,4) 모형을 중심으로 보면 금리 연동형 연금의 해지율이 이자율, 물가 상승률, 실업률과 전반적으로 양(+)의 관계를 갖는다. 또한 이자율의 당월 변수, 물가상승률의 3계 시차변수, 실업률의 4계 시차변수와는 유의한 양(+)의

75) 나머지 차분 VAR 모형의 추정 및 적합성 검정 결과는 부록으로 수록하였다.

관계를 나타내었다. 한편, 로그 경기동행지수와는 전반적인 양(+)의 관계, 그러나 1계 시차변수와는 유의한 음(-)의 관계를 보여주었다. 따라서 정리하면 ADL(4,4)는 이자율 가설, 인플레이션 가설, 긴급자금 가설을 모두 지지하고 있는 것으로 볼 수 있다.

한편, VAR 모형에서 최적으로 선택된 VAR(6)의 추정 결과는 차분 이자율, 차분 인플레이션, 차분 로그 경기동행지수는 양(+)의 영향이 우세한 반면, 차분 실업률은 음(-)의 영향이 우세한 것으로 나타났다. 유의한 변수들만을 중심으로 보면 5계 시차 차분 이자율과 3계 시차 물가상승률에 유의한 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났고, 차분 실업률의 경우는 1계 시차변수가 유의한 음(-)의 영향을, 5계 시차변수는 유의한 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 한편, 차분 로그 경기동행지수의 1과 6계 시차변수는 유의한 음(-)의 영향이, 2, 4, 5계 시차변수는 유의한 양(+)의 영향이 해지율에 미치는 것으로 나타났다. 따라서 전반적으로 VAR(6) 모형은 이자율 가설과 인플레이션 가설을 지지하는 것으로 나타났다.

<표 IV-21> 하단에 있는 ADL 모형과 VAR(6) 모형의 R^2 와 적합성 검정 통계량을 살펴보면 금리 연동형 연금의 해지율은 전반적으로 ADL 모형 중에서 ADL(4,4)가 예측 모형으로서 가장 적합한 것으로 나타났다. 우선 ADL(4,4) 모형은 추정 결과 R^2 가 90%를 상회하고 후보 ADL 모형 중에서 RMSE, RMSPE, MAE, MAPE가 가장 낮다. 그러나 RMSPE와 MAPE가 수준 단계의 해지율 대비 10%를 상회한다. 한편, VAR 모형 중에서 최적으로 선택된 VAR(6) 모형도 R^2 가 90%를 상회하며 RMSPE는 수준 단계 해지율 대비 10%를 상회하고 있으나 MAPE가 8.54%를 기록하였다. 따라서 ADL(4,4)와 VAR(6) 중에서 저자들은 VAR(6)를 최적 모형으로 선택한다. 물론, 공적분 관계가 존재한다 할지라도 VAR 모형을 사용할 수 있다는 점과 최적 예측 모형을 탐색하는 측면에서 볼 때 VAR(6) 모형이 금리 연동형 연금 해지율의 최적 예측 모형이 될 수 있을 것으로 본다.

<표 IV-21> 금리 연동형 연금의 ADL(p,p)과 VAR(p) 추정 결과

변수명	해지율				변수명	차분 해지율 VAR(6)
	ADL(1,1)	ADL(2,2)	ADL(4,4)	ADL(5,5)		
					차분	0.2452
					해지율(1)	(0.1869)
					차분	-0.0741
					해지율(2)	(0.1058)
					차분	0.2426**
					해지율(3)	(0.1019)
					차분	0.0687
					해지율(4)	(0.1039)
					차분	-0.1332
					해지율(5)	(0.1495)
					차분	-0.6520***
					해지율(6)	(0.1248)
국고채	0.1400*	0.1350	0.2153*	0.2942**	국고채	0.1002
금리 5년	(0.0703)	(0.1063)	(0.1102)	(0.1003)	금리 5년(1)	(0.0654)
국고채	-0.0871	-0.0394	-0.0506	0.0579	국고채	-0.0585
금리 5년(1)	(0.0599)	(0.1186)	(0.1560)	(0.1323)	금리 5년(2)	(0.0618)
국고채		-0.0953	0.0567	0.0316	국고채	0.0595
금리 5년(2)		(0.0689)	(0.1519)	(0.1211)	금리 5년(3)	(0.0480)
국고채			-0.1207	-0.0774	국고채	-0.0514
금리 5년(3)			(0.1082)	(0.1265)	금리 5년(4)	(0.0448)
국고채			0.0084	0.0082	국고채	0.0943*
금리 5년(4)			(0.0713)	(0.1826)	금리 5년(5)	(0.0553)
국고채				-0.1426	국고채	0.0378
금리 5년(5)				(0.1162)	금리 5년(6)	(0.0564)
물가상승률	0.0485	0.0070	0.0042	-0.0460	차분	-0.0074
	(0.0529)	(0.0597)	(0.0533)	(0.0565)	물가상승률(1)	(0.0350)
물가상승률(1)	-0.0302	-0.0119	-0.0748	-0.1420	차분	-0.0282
	(0.0710)	(0.0761)	(0.0959)	(0.0857)	물가상승률(2)	(0.0452)
물가상승률(2)		-0.0118	-0.1551	-0.2215**	차분	0.2050***
		(0.0662)	(0.0929)	(0.0669)	물가상승률(3)	(0.0449)
물가상승률(3)			0.2443**	0.1828*	차분	-0.0042
			(0.1005)	(0.0888)	물가상승률(4)	(0.0478)
물가상승률(4)			-0.0120	0.1418	차분	0.0454
			(0.0661)	(0.1063)	물가상승률(5)	(0.0396)

물가상승률(5)				0.0426 (0.1027)	차분 물가상승률(6)	-0.0313 (0.0417)
실업률	0.0253 (0.0767)	0.1411 (0.1175)	0.1661 (0.1258)	0.3599** (0.1143)	차분 실업률(1)	-0.3111*** (0.0941)
실업률(1)	-0.0644 (0.0734)	-0.2574* (0.1489)	-0.1349 (0.2193)	-0.2071 (0.1603)	차분 실업률(2)	-0.0472 (0.0698)
실업률(2)		0.1590 (0.1352)	0.0203 (0.1803)	0.0402 (0.1346)	차분 실업률(3)	0.0441 (0.0545)
실업률(3)			0.0433 (0.1349)	0.1785 (0.1221)	차분 실업률(4)	0.0140 (0.0610)
실업률(4)			0.2871* (0.1495)	0.0085 (0.1331)	차분 실업률(5)	0.3142*** (0.0508)
실업률(5)				0.4371** (0.1744)	차분 실업률(6)	-0.0681 (0.0886)
로그 동행 지수	-1.8278 (3.0712)	-0.8366 (4.5419)	6.6578 (6.1422)	9.4852 (7.5971)	차분 로그 동행 지수(1)	-6.8886** (2.8975)
로그 동행 지수(1)	0.7452 (2.8628)	-3.9115 (6.3098)	-15.2530* (7.6996)	-21.0860* (9.6594)	차분 로그 동행 지수(2)	15.0896*** (4.6591)
로그 동행 지수(2)		4.8590 (3.9795)	10.8249 (8.2637)	6.7768 (7.1393)	차분 로그 동행 지수(3)	-1.2930 (3.2789)
로그 동행 지수(3)			-2.4815 (7.7698)	-2.0096 (6.5509)	차분 로그 동행 지수(4)	5.7554* (3.0789)
로그 동행 지수(4)			1.8617 (6.7009)	1.4751 (8.9956)	차분 로그 동행 지수(5)	5.5405** (2.8108)
로그 동행 지수(5)				10.4912 (6.8588)	차분 로그 동행 지수(6)	-9.4031*** (3.5413)
상수항	5.3436 (3.8142)	-0.3277 (5.0999)	-9.1070 (7.7930)	-27.2605** (7.9532)	상수항	-0.0626 (0.0402)
관측치 수	41	40	38	37	관측치 수	36
R^2	0.7909	0.8032	0.9061	0.9681	R^2	0.9041
RMSE	0.1679	0.2048	0.1540	0.1625	RMSE	0.1349
RMSPE	0.1113	0.1338	0.1088	0.1185	RMSPE	0.1028
MAE	0.1597	0.1848	0.1453	0.1529	MAE	0.1177
MAPE	0.1081	0.1229	0.1023	0.1094	MAPE	0.0854

주 : 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

마. 보험종목별 13월차 해지율 예측 모형

본 소절에서는 13월차 해지율 관련 다변량 시계열 분석 결과를 간략히 기술한다. 우선 분석대상 기간은 앞 소절과 마찬가지로 2004년 12월~2008년 11월까지로 하였다.⁷⁶⁾ 그리고 2004년 12월~2008년 5월까지의 보험종목별 13월차 해지율의 단위근 검정 결과는 전반적으로 1차 적분(I(1))과정을 따르는 것으로 판단되었다. 그 결과 앞 소절의 종목별 분석에서처럼 공적분 검정을 실시하였고 3개 종목 모두 차수 q 가 0~7에 걸쳐 공적분 관계가 있는 것으로 판단되어 ADL(p, p) 모형을 추정한 후 적합성 검정 통계량을 구하였다. 아울러 공적분 관계가 존재함에도 불구하고 최적 예측 모형 탐색의 일환으로 차분 VAR 모형도 추정하였다.

분석 결과를 간단히 서술하면 종신보험의 경우 ADL(2,2) 모형이 후보군 중에서 가장 적합한 것으로 나타났다. 모형 추정 및 적합성 검정 통계량으로는 R^2 가 68.82%, RMSE 0.1643, RMSPE 0.1131, MAE 0.1436, MAPE 0.0973를 기록하였다. 한편 차분 VAR 모형 중 가장 적합한 것으로 선택된 차분 VAR(6) 결과는 R^2 가 88.53%, RMSE 0.1602, RMSPE 0.1047, MAE 0.1481, MAPE 0.0973을 기록하였다.

금리 확정형 연금의 경우는 ADL(3,3) 모형이 최적으로 나타났는데 R^2 가 60.66%, RMSE 0.4813, RMSPE 0.3247, MAE 0.3686, MAPE 0.2342를 기록하였다. 또한 차분 VAR(4) 모형이 후보군 중 최적으로 나타났는데 R^2 가 57.74%, RMSE 0.3672, RMSPE 0.2073, MAE 0.3301, MAPE 0.1893을 나타내었다.

금리 연동형 연금의 최적 모형은 ADL(2,2) 모형인데 R^2 가 74.54%, RMSE 0.4492, RMSPE 0.1622, MAE 0.3823, MAPE 0.1369를 기록하였고, 차분 VAR 모형 중 최적으로 나타난 차분 VAR(4) 모형에서는 R^2 가 59.09%, RMSE 0.4614, RMSPE 0.1641, MAE 0.4006, MAPE 0.1439를 기록하였다.

종합적으로 모형을 평가해보면 종신보험의 경우는 ADL(2,2) 모형에서의

76) <그림 IV-6>에서 보는 바와 같이 보험종목별 13월차 해지율도 2004년 12월에 들어서야 다소 안정적인 모습을 보여주고 있다. 그리고 다른 분석대상 기간에서의 예측 모형의 구축 및 적합도 또한 좋지 못함에 유의해야 한다.

RMSPE와 MAPE가 10% 내외로 비교적 양호한 편이나 R^2 가 낮은 단점을 가지고 있다. 물론 차분 VAR(6)는 높은 R^2 와 비교적 양호한 적합성 검정 통계량을 가지고 있으나 공적분 관계가 존재한다는 점에서 설정오류(specification error)의 가능성을 배제할 수 없다. 반면, 금리 확정형 및 연동형 연금의 경우는 ADL 및 차분 VAR 모형 모두 예측 모형으로서의 양호한 결과를 보여주지 못하고 있다. 결론적으로 상기 보험종목별 13월차 해지율 관련 다변량 최적 예측 모형 모두는 현시점에서 예측 모형으로서 사용되기에는 다소 어려운 것으로 판단된다. 향후 13월차 해지율과 관련하여 신뢰할만한 데이터의 추가 확보와 예측 모형 연구가 더욱 요구된다.

4. 분석 결과 요약

이 절에서는 월별 해지율을 이용하여 구축된 단변량 및 다변량 최적 시계열 예측 모형에 대한 결과를 요약하고자 한다. 분석대상이 된 보험종목은 종신보험, 금리 확정형 및 연동형 연금이었다. 단변량 분석의 기본 시계열 모형은 차분변수를 사용한 ARMA이고, 다변량 분석의 경우는 ADL 또는 차분 VAR이다. 단변량 및 다변량 분석을 통해 구축한 보험종목별 해지율(13월차 해지율 포함)의 최적 시계열 예측 모형은 <표 IV-22>와 같다. 종신보험의 경우 단변량 분석에서 해지율은 ARMA(6,1), 13월차 해지율은 ARMA(1,3), 다변량 분석에서의 해지율은 VAR(6)가 최적 예측 모형으로 선택되었다. 금리 확정형 연금의 해지율은 ARMA(6,0)과 ADL(1,1)이, 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이 최적 모형으로 선택되었다. 금리 연동형 연금의 경우 해지율은 ARMA(2,7)과 VAR(6)이, 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이 최적 모형으로 판단되었다. 주의할 것은 ARMA와 VAR 모형은 모두 차분변수를, ADL 모형은 수준변수를 이용하였다는 것이다. 또한 ADL 모형은 해지율과 거시변수 간 공적분 관계의 존재가 필요조건이다. 아울러 13월차 해지율에 대한 다변량 최적 모형은 추정 및 적합성 검정 결과가 양호하지 않아 표에 제시하지 않았다.

<표 IV-22> 보험종목별 해지율의 최적 시계열 예측 모형

보험종목		최적 시계열 예측 모형	
		단변량 ¹⁾²⁾	다변량
해지율	종신보험	ARMA(6,1)	VAR(6) ²⁾
	금리 확정형 연금	ARMA(6,0)	ADL(1,1)
	금리 연동형 연금	ARMA(2,7)	VAR(6) ²⁾
13월차 해지율	종신보험	ARMA(1,3)	--
	금리 확정형 연금	ARMA(1,1)	--
	금리 연동형 연금	ARMA(1,1)	--

주 : 1) 계절성이 고려된 ARMA(p,q) 모형임.

2) 차분변수를 사용하였음.

참고로 단변량 분석(13월차 해지율 포함)에서 행해진 ARMA 모형에서는 3개 보험종목 모두 RMSPE와 MAPE가 10%를 하회하여 예측 모형으로서의 적합성이 어느 정도 확보된 것으로 판단된다. 다변량 분석(13월차 해지율 제외)에서는 종신보험과 금리 확정형 연금의 경우 차분 VAR(6)와 ADL(1,1)의 R^2 가 각각 89.1%, 80.6%를 기록하여 90% 수준에는 다소 미치지 못하였으나 추정 적합도가 낮지 않은 것으로 판단되고, 아울러 RMSPE와 MAPE가 10%를 하회함에 따라 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단된다. 금리 연동형 연금의 경우는 R^2 가 90.4%로 90% 수준을 상회하였고, RMSPE가 10.3%로 10%를 다소 상회한 부분이 존재하나, MAPE는 8.5%를 기록함에 따라 예측 모형으로서 뛰어난 적합성을 나타낸 것으로 판단된다.

V. 요약 및 향후 과제

1. 요약

새로운 보험료산출체계인 현금흐름방식과 해지 시 해약환급금을 지급하지 않는 무해약환급금 상품이 지난 2010년 4월부터 도입되었으며 보험부채의 공정가치평가를 근간으로 하는 국제회계제도도 조만간 도입될 예정이다. 보험산업을 둘러싼 환경 변화로 인해 계리적 가정에 대한 중요성이 높아지고 있으며 특히 해지율 관련 정보의 유용성이 증대되고 있다.

일반적으로 계리적 가정은 자사의 경험 실적과 시장 전체의 경험 실적을 반영해서 결정되는데 해지율의 경우 주로 자사의 경험 실적, 가격 설정 시 가정, 시장 전체의 경험 실적, 장래 추이 및 계약자 행동 분석 등을 감안해서 결정된다. 본 연구에서는 우리나라 생명보험회사의 전체 경험 실적을 제시하기 위해 가용한 최대 자료(2000~2008년, 경과기간 1~108월차)를 활용하여 상품별로 경과기간별 해지율을 추정하였다. 우선적으로 상품 특성을 고려하여 보험종목을 6개 선정한 후 성, 도달 연령, 납입 방법, 판매채널 요인을 고려하여 경과월차별 해지율을 추정하였다. 전 기간 가중 평균 방식으로 해지율을 추정한 결과 나타난 주요 특징은 다음과 같다.

첫째, 종신보험의 경우 월 평균 해지율이 1.19% 수준으로 추정되며 15개월 경과 시점에서 크게 상승한 후 매우 안정적인 양상으로 감소하는 추이를 보인다. 도달 연령별로 살펴보면 30대가 가장 높고 40대와 50대에서는 낮아진다. 정기보험 역시 종신보험과 매우 유사한 양상을 보이지만 해지율의 절대수준이 종신보험에 비해 0.61%p 높은 1.80% 수준으로 추정되었다.

둘째, 암보험 해지율은 1.08% 수준으로 추정되어 종신보험과 정기보험에 비해 크게 낮은 것으로 나타났다. 남자의 암보험 해지율이 1.18%인데 비해 여자는 1.00%로 0.18%p나 낮아 성별 차이가 매우 뚜렷하다. 연령별로 살펴보면 연령이 높아질수록 해지율이 현격히 낮아져 연령과 암보험의 해지율 사이에는 역관계가 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 일반계정 연금보험의 경우 비과세 요건을 충족한 후 해지하는 성향이 나타남에 따라 보장성보험과는 다른 해지율 패턴을 보인다. 즉, 금리 확정형 및 연동형 연금 모두 15월차에서 상승한 후 61월차 및 85월차 시점에서 다시 상승한다. 비과세 요건이 5·7년에서 10년으로 확대됨에 따라 계약년도가 최근일수록 해지율이 낮아지는 현상이 나타난다.

넷째, 변액 연금의 경우 1~60월차 평균 해지율이 1.54%로 추정되었으며 계약 체결 후 5년 경과 시점의 유지율이 36.0%에 불과할 정도로 해지 경향이 높은 것으로 나타났다. 분할납 계약에 대한 판매채널 간 차이는 1년 경과 이전과 이후 다른 양상을 보였다. 1년 미만 시점에서는 방키슈랑스 채널의 해지율이 설계사·대리점에 비해 높은 반면, 1년 경과 이후에는 설계사·대리점의 해지율이 방카슈랑스 채널에 비해 높은 것으로 나타났다.

다섯째, 상품별 추정치를 비교해 보면 보장성과 저축성 간 뚜렷한 차이가 존재한다. 보장성보험의 경우 기간이 경과될수록 해지율이 감소하는 안정적인 추이를 보이는 반면, 저축성보험인 연금은 변동성이 높은 것으로 나타났다. 이는 상품별 보험 가입 목적이 상이하고 해지 행동에 영향을 미치는 가격 측면의 변화도 상이하기 때문으로 보인다.

경과월차별 해지율 추정 후 해지율의 동적 특성에 대한 이해를 높이기 위해 시계열 자료를 기반으로 예측 모형을 제시하였다. 해지율의 동적 특성을 파악함으로써 보험회사는 장래 현금흐름 예측, 경영전략 수립 시 참고자료로 활용할 수 있을 것이다. 종신보험, 금리 확정형 연금 및 금리 연동형 연금에 대한 해지율 예측 모형을 단변량과 다변량으로 나누어 구축하였다.

우선 단변량 분석에서는 ARMA 모형을 기본 모형으로 사용하였는데, 보험종목별 해지율(13월차 해지율 포함)의 시계열 자료에 대해 안정성을 검정한 결과 전반적으로 분석대상 보험종목 모두 1차 적분(I(1))을 가지는 것으로 나타나 차분변수를 이용하였다.

분석의 구체적인 틀은 95개(13월차 해지율: 83개)의 관측치로 이루어진 12개의 시간창을 순차적으로 옮겨가면서 익월 예측치를 구하고 해당 월 실제치와 비교하여 예측 적합성 기준인 RMSE, RMSPE, MAE, MAPE를 이용하여 최적 모형을 선택하였다. 분석 결과 종신보험 해지율은 ARMA(6,1), 13월차 해지율

은 ARMA(1,3)이, 금리 확정형 연금 해지율은 ARMA(6,0), 13월차 해지율은 ARMA(1,1)이, 금리 연동형 연금 해지율은 ARMA(2,7), 13월차 해지율은 ARMA(1,1) 모형이 최적 예측 모형으로 선택되었다. 참고로 RMSPE와 MAPE를 기준으로 볼 때 이들 통계량이 분석대상 보험종목 모두에서 10%를 하회하는 수준을 기록함에 따라 단변량 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단되었다.

다변량 분석에서는 이자율 가설, 인플레이션 가설, 긴급자금 가설에 입각해 국고채 금리(5년 만기), 소비자물가지수를 이용한 물가상승률, 실업률 변수를 도입하였고, 실질 GDP의 대용변수인 로그 경기동행지수를 추가하였다. 이들 변수들은 분석대상 표본기간 동안 보험종목별 해지율과 더불어 모두 I(1)을 기록함에 따라 해지율 변수와 거시변수 간 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정 결과 종신보험의 경우는 공적분이 존재하지 않았고, 금리 확정형 및 연동형 연금은 일부를 제외하곤 공적분 관계가 존재하였다. 그 결과 종신보험의 경우는 차분 벡터자기상관(VAR) 모형을, 금리 확정형 및 연동형 연금의 경우는 (벡터)오차수정모형과 동일한 자기시차분포(ADL) 모형을 사용하였고, 추가로 강건성과 최적 예측 모형을 탐색하는 본 연구의 목적을 위하여 차분 VAR도 실시하였다.

최적 예측 모형으로 선택된 모형을 중심으로 살펴보면 종신보험의 경우 이자율 가설, 인플레이션 가설, 긴급자금 가설 모두를, 금리 확정형 연금의 경우는 이자율 가설, 긴급자금 가설을, 금리 연동형 연금의 경우는 이자율 가설, 인플레이션 가설을 지지하는 것으로 나타났다.⁷⁷⁾

한편, 최적 예측 모형으로는 종신보험의 경우 차분 VAR(6)이, 금리 확정형 연금의 경우는 ADL(1,1)이, 금리 연동형 연금의 경우에는 차분 VAR(6)이 선택되었다. 종신보험과 금리 확정형 연금에서 최적 모형으로 선택된 차분 VAR(6)과 ADL(1,1) 모형은 R^2 가 90%에는 못 미치는 수준이지만 각각 89.1%, 80.6%를 기록함에 따라 비교적 추정 적합도가 양호한 편으로 판단되고, RMSPE와 MAPE가 수준 단계의 해지율 대비 각각 10% 미만이기 때문에 예측 모형으로서 적합한 것으로 판단한다. 금리 연동형 연금의 최적 모형인 차분 VAR(6) 경우에도 R^2 가 90.4%를, MAPE가 8.5%를 기록함에 따라 비교적 양호한 예측 모형으로 볼 수 있다.

77) 보험종목별 13월차 해지율 관련 다변량 시계열 예측 모형은 제외함.

2. 시사점 및 향후 과제

본 보고서는 국내에서 처음으로 주요 생명보험상품에 대해 경과월차별 해지율을 추정하여 산업 평균을 제시하였다는 점과 해지율에 대한 예측 모형의 구축을 시도하였다는 측면에서 의미가 있다. 즉, 앞서 언급하였듯이 현금흐름 방식의 보험료 산출방식, 무해약환급금 상품의 도입, 그리고 궁극적으로 전사적 리스크관리 측면에서 해지율에 대한 경과월차별 추정 및 예측 모형을 통한 미래 정보 제공에 대한 중요성은 두말할 나위가 없다. 따라서 해지율 추정 및 예측 모형 구축을 시도한 본 연구는 생명보험산업 해지율 관련 연구에 있어서 다음과 같은 독자성과 더불어 큰 전기를 마련하였다고 볼 수 있다.

우선 경과월차별 해지율 추정은 현재 생명보험산업 전체를 대상으로 추정치가 존재하지 않은 상황이다. 따라서 본 연구는 이러한 추정치를 제공한다는 점에 의의가 있는 것으로 볼 수 있다. 더 나아가 장래 불확실한 경영환경에 대한 추가 정보를 제공할 수 있는 예측 모형도 필요하다. 이처럼 예측 모형의 중요성을 인식하고 관련 모형을 탐색한 것이 기존 연구와 분명한 차별성을 가지며 이 분야에 대한 기여라고 할 수 있다. 그 일환으로 단변량에서 ARMA 모형을, 다변량에서는 ADL 또는 차분 VAR 모형을 기본 모형으로 하여 최고의 성과를 내는 모형 구축에 심혈을 기울였다.

단변량 분석은 과거 해지율 자체의 정보만으로 예측 모형을 구하는 방법으로써 과거 해지율 자료에 이미 거시변수를 비롯한 모든 미시적 특성이 담긴 해지율 관련 정보가 포함되어 있는 것으로 볼 수 있다. 그러나 이러한 측면으로 인해 단변량 분석만으로는 해지율 자체에 포함되어 있는 여러 가지 정보를 필터해 내기는 쉽지 않은 부분이 존재한다. 즉, 단변량 분석을 통해서는 정책적 시사점을 밝혀내기란 쉽지 않다. 이러한 단변량 분석의 단점을 보완하고자 본 연구는 거시변수 도입을 통한 다변량 분석도 수행하였다. 분석 결과 이자율 가설, 인플레이션 가설, 긴급자금 가설이 지지되는 결과가 나타났다. 또한 본 연구에서 수행된 해지율 예측 모형들은 단기 예측 모형에 해당되어 장기 예측은 용이하지 않은 점이 있다. 실제 이들 모형이 장기 예측에 사용된다면 증가되는 예측 오차로 인해 정확한 예측치를 구해내기 어렵기 때문이다.

그래서 본 연구에서 수행된 예측 모형들은 단기 예측에 한해서만 사용되어져야 한다. 단기 예측이라 할지라도 해지율 관련 예측 모형이 존재한다면 실제 보험산업의 이해관계자들에게 유용한 도구가 될 수 있다.

그러나 본 연구를 진행하는 과정 및 결과 측면에서 다음과 같은 한계점도 존재한다. 우선적으로 지적할 사항은 데이터의 한계이다. 경과기간별 해지율의 최선추정치를 제시하기 위해서는 경과기간이 20~30년 이상 장기인 데이터가 필요한데, 본고에서는 데이터의 한계로 경과기간 9년까지만 분석이 이루어졌다. 특히 무해약환급금 상품을 개발하기 위해서는 경과년수 후반에 해당하는 최종 해지율 수준이 중요한 정보이나 본고에서는 최대 9차년까지 추정하는데 그쳤으므로 활용 측면에서 유용성이 떨어진다고도 볼 수 있다.⁷⁸⁾ 경과기간이 짧은 데이터조차도 해지율 추정을 목적으로 집적된 데이터가 아니기 때문에 건별계약의 구체적인 정보를 파악할 수 없었다. 개별 데이터가 아니고 계약건수를 합산한 경험 데이터이기 때문에 계약자에 대한 정보, 신계약 수당 지급 구조 및 세부적인 상품 설계 측면에 대한 정보를 활용할 수 없다. 일반적으로 해지율 패턴은 해지 수수료를 부과하는 기간이 종료되는 시점 이후 급증하는 현상이 존재하는 데 본고에서는 가용 데이터의 한계로 인해 이러한 측면을 분석할 수 없었다.

또한 해지율 예측 모형 구축에서도 여전히 미진한 부분이 많이 존재한다. 우선 단변량 분석에서 기본 모형을 ARMA 모형으로 한정하였다는 점, 한편 다변량 분석에서 13월차 해지율에 대한 양호한 다변량 예측 모형을 제시하지 못했다는 점, 생명보험 상품의 고유한 특징(보험상품 및 계약자의 미시적 요인)에 의한 것일 수도 있지만 거시변수와의 유의한 관계를 많이 밝히지 못한 점을 들 수 있다. 실제 보험상품 및 영업 정책과 계약자별 미시적 특성을 보여주는 가용한 데이터가 존재한다면 이들을 통제하여 해지율의 고유한 특징(idiosyncratic characteristics)을 제거함으로써 거시변수와의 관계를 보다 면밀히 조사할 수도 있을 것이다.

결론적으로 해지율 정보의 중요성에도 불구하고 이에 대한 국내 연구는 매

78) 10차년도 이후의 해지율 수준은 부득이 일정 가정(예: 매년 $\times\%$ 씩 선형 감소 후 특정 수준으로 수렴) 하에 사용할 수 있을 것이다.

우 미약한 수준이며 특히 산업 전체적으로 신뢰할 수 있는 해지율 관련 기초 통계가 집적되지 못한 상태이다. 또한 해지율 예측 모형의 구축에 있어서도 좀 더 다양한 모형 설정과 검정을 통해 보다 정밀하고 예측력이 높은 모형 개발이 필요하다. 이러한 요구 사항을 충족시키기 위해서는 해지율 추정 및 예측 모형 구축에 대한 보다 심층적인 연구가 더 필요하고, 아울러 장기간 데이터, 보험상품의 특성, 계약자의 사회-경제적 특성을 포함한 기초통계의 체계적인 집적이 필요하다. 본 연구는 특히 보험산업, 감독당국, 기타 이해관계자에게 경과월차별 해지율 수준 및 해지율 예측 모형에 대한 유용한 정보를 제공했다는 측면에서 의의를 갖는다. 그리고 향후 높아지는 수요를 충족시키기 위해서라도 감독당국과 보험계리사회, 보험 관련 연구진 등 전문가 집단의 활발한 연구 활동이 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

- 강중철 · 장강봉, 『생존분석기법(Survival Analysis)을 이용한 생명보험 실효 계약 분석』, 보험개발원 보험연구소, 연구보고서, 1999.3.
- 금융감독원 보도자료, 보험가입시 알아두면 유익한 사항: 민영의료보험, 2007.12.10.
- _____, 새해부터 달라지는 금융제도, 2009.12.29.
- _____, 보험업법 시행령 개정안 국무회의 통과, 2009.12.22.
- 류건식 · 장동식, 『생명보험계약의 효력상실 · 해약 분석』, 보험연구원, 조사보고서 2009-10, 2009.8.
- 류근옥, 『보험상품의 품질(Quality)과 경쟁력제고-생명보험 산업을 중심으로』, 1996, 한국보험학회 창립 32주년 기념세미나 발표논문.
- 박중수 · 여상구, 「EU의 새로운 지급여력 규제제도 Solvency II」, 『조사연구 Review』, 2008.7.
- 보건복지가족부 보도자료, 대장암, 전립샘암, 유방암, 갑상샘암 발생률 증가하고 암환자의 5년 생존율 지속적 향상, 2009.12.22.
- 삼일회계법인, 『현금흐름방식 보험가액산출체계 도입이 국내 보험사 경영관리 체계에 미치는 영향』, 2007.10.
- 통계청, 국가통계포털(<http://kosis.kr>)
- 최영목 · 최원, 「경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향」, 『보험개발연구』, 제19권 제3호, 2008.11.
- 한국은행, 『한국은행의 경제전망용 DSGE모형(BOKDPM) 개발현황』, 2009.1.
- Abelson, P. and Joyeux, R., Economic Forecasting, Allen & Unwin Academic, 2000.
- Browne, M., Carson, J., and Hoyt, E., “Economic and Market Predictors of Insolvencies in the Life-Health Insurance Industry”, Journal of Risk and Insurance, Vol. 66, No. 4, 1999, pp.643~659.
- Canadian Institute of Actuaries, Lapse Experience Under Term-to-100

- Insurance Policies, October 2007.
-
- _____, Lapse Experience Under Universal Life Level Cost of Insurance Policies, October 2007.
- Carabenciov, Ioan, Igor Ermolaev, Charles Freedman, Michel Juillard, Ondra Kamenik, Dmitry Korshunov, Douglas Laxton, and Jared Laxton, "A Small Quarterly Multi-Country Projection Model with Financial-Real Linkages and Oil Prices", IMF Working Paper, 2008.
- Czado, C. and Rudolph, F., "Application of survival analysis methods to long-term care insurance", Insurance: Mathematics and Economics, 31, 2002, pp.395~413.
- Diacon, S. and O'Brien, C., Persistency in U.K. Long-Term Insurance: Customer Satisfaction and Service Quality, Conference of Global Issues in Insurance Regulation, April 2002.
- Dukes, J., and Dziedzie, K., Report on the Survey of Post-Level Premium Period Lapse and Mortality Assumptions and Experience for Level Premium Term Plans, Milliman, May 2007(<http://www.milliman.com/expertise/life-financial/publications/rr/pdfs/survey-post-level-premium-period-RR05-01-07.pdf>)
- Financial Service Authority, 2008 Survey of the Persistency of the Life and Pensions Policies, November 2008.
- Gatzert, N., Hoermann, G., and Schmeiser, H., "The Impact of the Secondary Market on Life Insurers' Surrender Profits, The Journal of Risk and Insurance, Vol.76, No.4, August 2009, pp.887-908.
- Greene, W., Econometric Analysis, Prentice Hall, 5th Edition, New Jersey, 2003.
- International Association of Insurance Supervisors, Common Structure for the Assessment of Insurer Solvency, February 2007 (http://www.iaisweb.org/__temp/Common_structure_paper_for_assessment_of_insurer_solvency.pdf).

- Kim, C., "Modeling Surrender and Lapse Rates with Economic Variables", North American Actuarial Journal, Vol. 9, No. 4, 2005.
- _____, "Report to the Policyholder Behavior in the Tail Subgroups Project", SOA Working Paper, 2006.
- _____, "Surrender Rate Impacts on Asset Liability Management", Asia Pacific Journal of Risk and Insurance, Vol. 1, 2005, pp.62-96.
- _____, "Valuing Surrender Options in Korean Interest Indexed Annuities", Asia Pacific Journal of Risk and Insurance, Vol. 3, 2009, pp.46-66.
- Kuo, W., Tsai, C., and Chen, W., "An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach, The Journal of Risk and Insurance, Vol. 70, No. 3, 2003, pp.489-508.
- LIMRA, Deferred Annuity Persistency, 2006.
- _____, Long-Term Care Insurance Persistency Experience, A Joint Study Sponsored by LIMRA International and the Society of Actuaries LTC Experience Committee, A 2006 Report, 2006.
- _____, U.S. Individual Life Persistency Update, A Joint Study Sponsored by LIMRA International and the Society of Actuaries, A 2005 Report, 2005.
- _____, U.S. Individual Life Insurance Persistency Update, A Joint Study Sponsored by LIMRA International and the Society of Actuaries, A 2007 Report, 2008.
- Milliman, "Application of a simplified method to calculate Solvency II risk margin to Japanese products", Milliman Research Report, March 2009 (<http://www.milliman.com/expertise/life-financial/publications/st/pdfs/application-simplified-method-calculate-SOL03-01-09.pdf>).
- Outreville, F., "Whole-Life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis", Insurance: Mathematics and Economics, Vol. 9, 1990.
- Smith S., "Stopping short: Why do so many consumers stop contributing to

- long-term savings policies", FSA Occupational Paper Series 21, January 2004 (<http://www.fsa.gov.uk/pubs/occpapers/OP21.pdf>)
- Society of Actuary, Lapse Supported Products - Have We Learned Our Lesson?, Life 2008 Spring Meeting, June 16-18, 2008.
(<http://www.soa.org/files/pdf/2008-qc-brown-hrischenko-76.pdf>)
- _____, 1984-2001 Long Term Care Experience Committee's Intercompany Study, November 2004 (<http://www.soa.org/professional-interests/long-term-care-insurance/long-term-care-insurance-subtracks/Actuarial/lhci-1984-2001-long-term-care-experience-committees-intercompany-study.aspx>)
- Verheugen, H. and Hines, W., "Valuation methods for life insurers: Conversion or chaos?", Milliman White Paper, November 2008.
(<http://www.milliman.com/expertise/life-financial/publications/st/pdfs/valuation-methods-life-insurers-sol11-01-08.pdf>)
- Wilkin, J., Long Term Care Insurance: A Lesson for All Actuaries, Middle Atlantic Actuarial Club 2008 Meeting, September 18, 2008.

부 록

<표 부록 1> 종신보험 경과월차별 해지율 추정

경과월수	계약건수	비중	전기간		직전 3년	
			가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
1	12,908,180	2.60%	0.12%	0.16%	0.12%	0.11%
2	12,887,558	2.59%	0.16%	0.17%	0.16%	0.15%
3	12,789,315	2.57%	2.17%	2.05%	2.42%	2.34%
4	12,462,936	2.51%	2.53%	2.59%	2.50%	2.43%
5	12,082,620	2.43%	2.37%	2.36%	2.36%	2.29%
6	11,725,148	2.36%	2.87%	2.87%	2.70%	2.68%
7	11,312,066	2.28%	2.42%	2.33%	2.42%	2.38%
8	10,984,162	2.21%	2.05%	1.98%	2.10%	2.05%
9	10,708,710	2.15%	2.59%	2.58%	2.56%	2.54%
10	10,372,464	2.09%	1.97%	1.92%	1.99%	1.95%
11	10,064,143	2.02%	1.72%	1.69%	1.75%	1.72%
12	9,833,892	1.98%	1.52%	1.49%	1.50%	1.50%
13	9,617,694	1.93%	1.46%	1.43%	1.47%	1.45%
14	9,409,910	1.89%	1.65%	1.69%	1.56%	1.54%
15	9,113,109	1.83%	3.90%	3.52%	4.31%	4.07%
16	8,708,203	1.75%	1.80%	1.74%	1.80%	1.76%
17	8,483,991	1.71%	1.43%	1.41%	1.43%	1.39%
18	8,297,764	1.67%	1.26%	1.24%	1.24%	1.23%
19	8,126,665	1.63%	1.17%	1.15%	1.18%	1.16%
20	7,967,136	1.60%	1.32%	1.25%	1.39%	1.35%
21	7,798,403	1.57%	1.16%	1.11%	1.19%	1.16%
22	7,638,226	1.54%	1.08%	1.04%	1.11%	1.08%
23	7,484,919	1.51%	1.02%	0.98%	1.05%	1.02%
24	7,344,214	1.48%	1.01%	0.96%	1.06%	1.03%
25	7,201,190	1.45%	1.07%	1.01%	1.12%	1.08%
26	7,066,334	1.42%	0.98%	0.99%	0.95%	0.95%
27	6,935,321	1.40%	0.91%	0.92%	0.90%	0.89%
28	6,811,271	1.37%	0.92%	0.91%	0.90%	0.90%
29	6,684,478	1.34%	0.88%	0.88%	0.87%	0.87%
30	6,559,487	1.32%	0.86%	0.86%	0.85%	0.86%
31	6,453,185	1.30%	0.83%	0.83%	0.81%	0.81%
32	6,354,293	1.28%	0.82%	0.83%	0.81%	0.80%
33	6,261,493	1.26%	0.80%	0.81%	0.80%	0.80%
34	6,177,262	1.24%	0.79%	0.79%	0.78%	0.78%
35	6,073,973	1.22%	0.77%	0.79%	0.76%	0.75%

경과월수	계약건수	비중	전기간		직전 3년	
			가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
36	5,968,540	1.20%	0.78%	0.79%	0.77%	0.78%
37	5,867,746	1.18%	0.77%	0.79%	0.75%	0.75%
38	5,749,963	1.16%	0.79%	0.81%	0.77%	0.79%
39	5,645,778	1.14%	0.78%	0.78%	0.77%	0.79%
40	5,552,582	1.12%	0.72%	0.72%	0.72%	0.70%
41	5,456,297	1.10%	0.72%	0.73%	0.72%	0.72%
42	5,363,114	1.08%	0.70%	0.70%	0.70%	0.70%
43	5,269,548	1.06%	0.69%	0.69%	0.69%	0.69%
44	5,171,260	1.04%	0.69%	0.69%	0.69%	0.69%
45	5,078,592	1.02%	0.66%	0.67%	0.67%	0.67%
46	4,979,970	1.00%	0.67%	0.66%	0.67%	0.67%
47	4,776,851	0.96%	0.66%	0.66%	0.66%	0.67%
48	4,673,965	0.94%	0.66%	0.65%	0.67%	0.67%
49	4,560,955	0.92%	0.67%	0.66%	0.68%	0.69%
50	4,448,082	0.89%	0.67%	0.66%	0.68%	0.68%
51	4,348,847	0.87%	0.64%	0.63%	0.65%	0.65%
52	4,260,738	0.86%	0.63%	0.62%	0.64%	0.64%
53	4,175,784	0.84%	0.63%	0.62%	0.63%	0.64%
54	4,081,746	0.82%	0.61%	0.61%	0.62%	0.62%
55	3,978,325	0.80%	0.60%	0.59%	0.61%	0.61%
56	3,880,676	0.78%	0.60%	0.59%	0.61%	0.62%
57	3,798,770	0.76%	0.59%	0.58%	0.60%	0.60%
58	3,711,679	0.75%	0.59%	0.57%	0.60%	0.60%
59	3,574,788	0.72%	0.59%	0.56%	0.60%	0.59%
60	3,480,705	0.70%	0.59%	0.57%	0.60%	0.60%
61	3,399,319	0.68%	0.62%	0.59%	0.62%	0.62%
62	3,306,195	0.67%	0.60%	0.57%	0.61%	0.60%
63	3,224,823	0.65%	0.59%	0.55%	0.59%	0.58%
64	3,141,854	0.63%	0.59%	0.55%	0.59%	0.58%
65	3,061,365	0.62%	0.58%	0.54%	0.59%	0.58%
66	2,975,726	0.60%	0.58%	0.54%	0.58%	0.56%
67	2,891,054	0.58%	0.57%	0.53%	0.57%	0.56%
68	2,803,459	0.56%	0.56%	0.52%	0.56%	0.55%
69	2,715,807	0.55%	0.58%	0.55%	0.58%	0.57%
70	2,630,073	0.53%	0.56%	0.53%	0.56%	0.55%
71	2,540,068	0.51%	0.55%	0.52%	0.55%	0.53%
72	2,454,531	0.49%	0.56%	0.52%	0.55%	0.53%
73	2,374,073	0.48%	0.56%	0.53%	0.55%	0.53%
74	2,295,883	0.46%	0.54%	0.51%	0.53%	0.51%
75	2,207,959	0.44%	0.53%	0.51%	0.52%	0.51%

경과월수	계약건수	비중	전기간		직전 3년	
			가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
76	2,134,011	0.43%	0.52%	0.50%	0.51%	0.50%
77	2,067,316	0.42%	0.51%	0.50%	0.51%	0.50%
78	1,998,062	0.40%	0.50%	0.48%	0.49%	0.48%
79	1,915,721	0.39%	0.49%	0.47%	0.48%	0.47%
80	1,837,640	0.37%	0.49%	0.48%	0.48%	0.48%
81	1,745,913	0.35%	0.47%	0.45%	0.45%	0.45%
82	1,650,597	0.33%	0.46%	0.46%	0.45%	0.46%
83	1,551,545	0.31%	0.45%	0.44%	0.45%	0.44%
84	1,468,237	0.30%	0.44%	0.44%	0.45%	0.44%
85	1,377,456	0.28%	0.46%	0.47%	0.46%	0.47%
86	1,242,100	0.25%	0.44%	0.43%	0.43%	0.43%
87	1,140,155	0.23%	0.42%	0.42%	0.42%	0.42%
88	1,032,410	0.21%	0.42%	0.42%	0.42%	0.42%
89	917,880	0.18%	0.42%	0.42%	0.42%	0.42%
90	770,377	0.15%	0.42%	0.43%	0.43%	0.43%
91	657,889	0.13%	0.43%	0.43%	0.43%	0.43%
92	559,066	0.11%	0.41%	0.40%	0.40%	0.40%
93	458,508	0.09%	0.44%	0.44%	0.44%	0.44%
94	358,855	0.07%	0.43%	0.44%	0.45%	0.44%
95	287,637	0.06%	0.41%	0.41%	0.41%	0.41%
96	247,468	0.05%	0.41%	0.40%	0.41%	0.40%
97	214,911	0.04%	0.46%	0.44%	0.46%	0.44%
98	182,112	0.04%	0.46%	0.42%	0.42%	0.42%
99	154,554	0.03%	0.45%	0.42%	0.42%	0.42%
100	129,912	0.03%	0.46%	0.43%	0.43%	0.43%
101	110,005	0.02%	0.45%	0.41%	0.41%	0.41%
102	89,325	0.02%	0.52%	0.49%	0.49%	0.49%
103	73,245	0.01%	0.46%	0.43%	0.43%	0.43%
104	58,295	0.01%	0.49%	0.45%	0.45%	0.45%
105	47,219	0.01%	0.53%	0.50%	0.50%	0.50%
106	38,350	0.01%	0.50%	0.51%	0.51%	0.51%
107	28,283	0.01%	0.65%	0.67%	0.67%	0.67%
108	18,618	0.00%	0.60%	0.60%	0.60%	0.60%
전체	497,140,877	100.00%	1.19%	1.17%	1.20%	1.18%

<표 부록 2> 정기보험 경과월차별 해지율 추정

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
1	3.96%	0.30%	0.22%	0.38%	0.37%
2	3.95%	0.85%	0.65%	0.97%	0.95%
3	3.87%	3.65%	3.76%	3.96%	3.67%
4	3.68%	3.96%	4.49%	3.94%	3.91%
5	3.48%	3.42%	3.61%	3.51%	3.47%
6	3.32%	3.42%	3.98%	3.12%	3.09%
7	3.14%	2.89%	3.12%	2.83%	2.86%
8	3.01%	2.69%	2.78%	2.72%	2.75%
9	2.89%	3.01%	4.12%	2.55%	2.58%
10	2.75%	2.47%	2.93%	2.31%	2.32%
11	2.62%	2.21%	2.33%	2.24%	2.27%
12	2.52%	2.09%	2.30%	1.93%	1.99%
13	2.42%	2.00%	2.16%	1.94%	2.00%
14	2.33%	2.51%	2.61%	2.44%	2.50%
15	2.21%	3.59%	4.30%	2.81%	2.94%
16	2.08%	2.16%	2.43%	1.95%	2.02%
17	1.99%	1.92%	2.07%	1.80%	1.86%
18	1.91%	1.69%	1.83%	1.61%	1.68%
19	1.82%	1.58%	1.69%	1.52%	1.56%
20	1.74%	1.67%	1.77%	1.66%	1.69%
21	1.66%	1.55%	1.64%	1.51%	1.58%
22	1.58%	1.43%	1.52%	1.40%	1.44%
23	1.52%	1.44%	1.53%	1.40%	1.43%
24	1.45%	1.39%	1.48%	1.36%	1.37%
25	1.39%	1.39%	1.47%	1.36%	1.37%
26	1.33%	1.63%	1.72%	1.63%	1.61%
27	1.27%	1.42%	1.46%	1.42%	1.42%
28	1.21%	1.30%	1.37%	1.26%	1.25%
29	1.16%	1.26%	1.35%	1.23%	1.21%
30	1.11%	1.24%	1.34%	1.19%	1.18%
31	1.08%	1.18%	1.28%	1.12%	1.10%
32	1.05%	1.20%	1.33%	1.16%	1.14%
33	1.02%	1.12%	1.19%	1.10%	1.07%
34	0.99%	1.06%	1.11%	1.04%	1.02%
35	0.95%	1.07%	1.15%	1.02%	1.02%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
36	0.92%	1.02%	1.10%	0.97%	0.97%
37	0.89%	1.08%	1.15%	1.04%	1.02%
38	0.87%	1.09%	1.17%	1.07%	1.05%
39	0.84%	1.02%	1.11%	0.98%	0.97%
40	0.82%	0.96%	1.00%	0.95%	0.92%
41	0.80%	0.92%	0.98%	0.89%	0.88%
42	0.78%	0.90%	0.96%	0.86%	0.85%
43	0.76%	0.89%	0.91%	0.89%	0.86%
44	0.75%	0.88%	0.91%	0.86%	0.85%
45	0.73%	0.82%	0.88%	0.80%	0.80%
46	0.72%	0.81%	0.84%	0.78%	0.78%
47	0.69%	0.79%	0.83%	0.78%	0.78%
48	0.68%	0.74%	0.80%	0.72%	0.75%
49	0.67%	0.76%	0.81%	0.73%	0.76%
50	0.65%	0.80%	0.85%	0.78%	0.81%
51	0.63%	0.74%	0.79%	0.73%	0.77%
52	0.61%	0.73%	0.78%	0.71%	0.73%
53	0.60%	0.71%	0.73%	0.69%	0.73%
54	0.58%	0.66%	0.69%	0.64%	0.68%
55	0.56%	0.63%	0.66%	0.62%	0.65%
56	0.54%	0.66%	0.70%	0.65%	0.68%
57	0.52%	0.59%	0.62%	0.58%	0.61%
58	0.51%	0.58%	0.61%	0.57%	0.60%
59	0.49%	0.64%	0.62%	0.65%	0.65%
60	0.47%	0.65%	0.63%	0.66%	0.66%
61	0.46%	0.72%	0.69%	0.74%	0.76%
62	0.44%	0.69%	0.65%	0.70%	0.71%
63	0.42%	0.65%	0.65%	0.65%	0.68%
64	0.41%	0.53%	0.52%	0.53%	0.54%
65	0.39%	0.55%	0.53%	0.55%	0.56%
66	0.37%	0.54%	0.54%	0.53%	0.54%
67	0.36%	0.53%	0.53%	0.53%	0.53%
68	0.35%	0.59%	0.55%	0.59%	0.57%
69	0.33%	0.53%	0.52%	0.52%	0.52%
70	0.32%	0.52%	0.50%	0.52%	0.52%
71	0.31%	0.50%	0.47%	0.49%	0.48%
72	0.30%	0.52%	0.48%	0.51%	0.49%
73	0.29%	0.55%	0.50%	0.54%	0.50%
74	0.27%	0.55%	0.54%	0.55%	0.54%
75	0.26%	0.53%	0.52%	0.53%	0.52%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
76	0.24%	0.58%	0.56%	0.58%	0.56%
77	0.23%	0.54%	0.50%	0.52%	0.50%
78	0.22%	0.49%	0.46%	0.48%	0.46%
79	0.21%	0.54%	0.50%	0.52%	0.50%
80	0.20%	0.51%	0.44%	0.46%	0.44%
81	0.18%	0.51%	0.47%	0.48%	0.47%
82	0.17%	0.48%	0.44%	0.43%	0.44%
83	0.16%	0.47%	0.44%	0.42%	0.44%
84	0.15%	0.50%	0.49%	0.46%	0.49%
85	0.15%	0.45%	0.44%	0.45%	0.44%
86	0.14%	0.45%	0.44%	0.45%	0.44%
87	0.13%	0.44%	0.45%	0.44%	0.45%
88	0.12%	0.45%	0.45%	0.44%	0.45%
89	0.11%	0.43%	0.40%	0.40%	0.40%
90	0.10%	0.39%	0.38%	0.38%	0.38%
91	0.09%	0.38%	0.34%	0.35%	0.34%
92	0.08%	0.40%	0.39%	0.39%	0.39%
93	0.07%	0.35%	0.32%	0.32%	0.32%
94	0.06%	0.40%	0.41%	0.41%	0.41%
95	0.06%	0.29%	0.28%	0.30%	0.28%
96	0.05%	0.38%	0.36%	0.37%	0.36%
97	0.04%	0.33%	0.36%	0.35%	0.36%
98	0.03%	0.37%	0.34%	0.35%	0.34%
99	0.03%	0.36%	0.34%	0.34%	0.34%
100	0.02%	0.34%	0.33%	0.33%	0.33%
101	0.02%	0.38%	0.36%	0.36%	0.36%
102	0.02%	0.22%	0.30%	0.30%	0.30%
103	0.02%	0.34%	0.30%	0.30%	0.30%
104	0.02%	0.24%	0.25%	0.25%	0.25%
105	0.01%	0.50%	0.42%	0.42%	0.42%
106	0.01%	0.27%	0.26%	0.26%	0.26%
107	0.01%	0.38%	0.38%	0.38%	0.38%
108	0.01%	0.38%	0.38%	0.38%	0.38%
전체	100.00%	1.80%	1.96%	1.75%	1.75%

<표 부록 3> 암보험 경과월차별 해지율 추정

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
1	2.71%	0.37%	0.35%	0.22%	0.26%
2	2.70%	0.86%	0.79%	0.76%	0.74%
3	2.67%	2.86%	2.97%	2.74%	2.51%
4	2.58%	3.15%	3.75%	2.75%	2.77%
5	2.46%	2.62%	3.08%	2.26%	2.25%
6	2.37%	2.52%	3.10%	2.11%	2.09%
7	2.28%	2.20%	2.48%	1.89%	1.87%
8	2.21%	1.99%	2.24%	1.73%	1.70%
9	2.14%	2.00%	2.42%	1.71%	1.68%
10	2.07%	1.75%	2.00%	1.51%	1.49%
11	2.01%	1.59%	1.78%	1.38%	1.36%
12	1.96%	1.49%	1.67%	1.28%	1.26%
13	1.91%	1.41%	1.56%	1.21%	1.20%
14	1.86%	1.39%	1.59%	1.16%	1.15%
15	1.82%	1.60%	1.92%	1.22%	1.23%
16	1.77%	1.34%	1.53%	1.12%	1.10%
17	1.72%	1.24%	1.42%	1.03%	1.01%
18	1.68%	1.17%	1.33%	0.97%	0.96%
19	1.64%	1.11%	1.26%	0.95%	0.93%
20	1.61%	1.10%	1.23%	0.93%	0.91%
21	1.58%	1.03%	1.15%	0.87%	0.86%
22	1.55%	0.98%	1.10%	0.82%	0.81%
23	1.52%	0.95%	1.06%	0.80%	0.80%
24	1.49%	0.91%	1.03%	0.76%	0.76%
25	1.46%	0.90%	1.01%	0.76%	0.76%
26	1.43%	0.90%	1.02%	0.76%	0.77%
27	1.40%	0.85%	0.95%	0.73%	0.73%
28	1.37%	0.83%	0.93%	0.72%	0.72%
29	1.34%	0.81%	0.92%	0.71%	0.71%
30	1.31%	0.78%	0.89%	0.68%	0.69%
31	1.28%	0.75%	0.87%	0.66%	0.67%
32	1.26%	0.74%	0.86%	0.65%	0.67%
33	1.23%	0.72%	0.83%	0.63%	0.65%
34	1.21%	0.70%	0.81%	0.62%	0.64%
35	1.17%	0.70%	0.81%	0.62%	0.64%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
36	1.15%	0.69%	0.80%	0.60%	0.63%
37	1.12%	0.70%	0.80%	0.63%	0.64%
38	1.09%	0.67%	0.79%	0.60%	0.62%
39	1.06%	0.66%	0.76%	0.60%	0.62%
40	1.04%	0.63%	0.74%	0.58%	0.60%
41	1.02%	0.62%	0.73%	0.56%	0.58%
42	1.00%	0.59%	0.70%	0.54%	0.56%
43	0.98%	0.59%	0.68%	0.53%	0.55%
44	0.96%	0.58%	0.67%	0.54%	0.56%
45	0.94%	0.54%	0.62%	0.50%	0.52%
46	0.92%	0.55%	0.62%	0.52%	0.53%
47	0.89%	0.54%	0.61%	0.51%	0.53%
48	0.87%	0.53%	0.59%	0.51%	0.52%
49	0.86%	0.53%	0.59%	0.51%	0.53%
50	0.84%	0.51%	0.56%	0.49%	0.51%
51	0.82%	0.49%	0.54%	0.48%	0.49%
52	0.80%	0.49%	0.53%	0.48%	0.49%
53	0.79%	0.48%	0.52%	0.48%	0.48%
54	0.77%	0.47%	0.50%	0.46%	0.47%
55	0.76%	0.47%	0.49%	0.46%	0.47%
56	0.74%	0.44%	0.47%	0.44%	0.44%
57	0.72%	0.45%	0.46%	0.44%	0.44%
58	0.70%	0.45%	0.46%	0.45%	0.44%
59	0.68%	0.44%	0.46%	0.44%	0.44%
60	0.66%	0.45%	0.46%	0.45%	0.45%
61	0.64%	0.46%	0.47%	0.46%	0.46%
62	0.63%	0.45%	0.46%	0.45%	0.44%
63	0.61%	0.42%	0.42%	0.42%	0.42%
64	0.59%	0.41%	0.41%	0.41%	0.40%
65	0.58%	0.40%	0.40%	0.40%	0.39%
66	0.56%	0.39%	0.39%	0.40%	0.39%
67	0.55%	0.40%	0.40%	0.41%	0.40%
68	0.53%	0.37%	0.37%	0.37%	0.37%
69	0.52%	0.37%	0.37%	0.37%	0.37%
70	0.51%	0.37%	0.36%	0.37%	0.36%
71	0.50%	0.38%	0.38%	0.38%	0.38%
72	0.48%	0.36%	0.36%	0.36%	0.36%
73	0.47%	0.36%	0.36%	0.36%	0.36%
74	0.45%	0.36%	0.37%	0.36%	0.37%
75	0.44%	0.35%	0.36%	0.36%	0.36%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
76	0.42%	0.34%	0.35%	0.35%	0.35%
77	0.41%	0.34%	0.35%	0.35%	0.35%
78	0.40%	0.33%	0.33%	0.33%	0.33%
79	0.39%	0.34%	0.34%	0.34%	0.34%
80	0.38%	0.33%	0.34%	0.34%	0.34%
81	0.36%	0.33%	0.33%	0.34%	0.33%
82	0.35%	0.32%	0.32%	0.32%	0.32%
83	0.34%	0.31%	0.32%	0.32%	0.32%
84	0.33%	0.31%	0.32%	0.30%	0.32%
85	0.32%	0.31%	0.32%	0.32%	0.32%
86	0.31%	0.32%	0.32%	0.32%	0.32%
87	0.29%	0.30%	0.31%	0.31%	0.31%
88	0.28%	0.29%	0.30%	0.30%	0.30%
89	0.26%	0.29%	0.29%	0.29%	0.29%
90	0.25%	0.29%	0.30%	0.30%	0.30%
91	0.24%	0.29%	0.30%	0.30%	0.30%
92	0.22%	0.30%	0.30%	0.30%	0.30%
93	0.20%	0.28%	0.29%	0.29%	0.29%
94	0.19%	0.28%	0.28%	0.28%	0.28%
95	0.16%	0.30%	0.29%	0.30%	0.29%
96	0.14%	0.30%	0.30%	0.32%	0.30%
97	0.13%	0.31%	0.32%	0.35%	0.32%
98	0.11%	0.28%	0.28%	0.27%	0.28%
99	0.09%	0.29%	0.29%	0.29%	0.29%
100	0.08%	0.29%	0.28%	0.28%	0.28%
101	0.07%	0.31%	0.30%	0.30%	0.30%
102	0.06%	0.28%	0.27%	0.27%	0.27%
103	0.06%	0.28%	0.27%	0.27%	0.27%
104	0.05%	0.32%	0.31%	0.31%	0.31%
105	0.04%	0.32%	0.31%	0.31%	0.31%
106	0.03%	0.29%	0.29%	0.29%	0.29%
107	0.02%	0.40%	0.37%	0.37%	0.37%
108	0.01%	0.24%	0.24%	0.24%	0.24%
전체	100.00%	1.08%	1.22%	0.95%	0.94%

<표 부록 4> 금리 확정형 연금 경과월차별 해지율 추정

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
1	2.73%	0.09%	0.09%	0.05%	0.06%
2	2.73%	0.48%	0.48%	0.10%	0.11%
3	2.72%	1.54%	2.16%	1.01%	1.00%
4	2.63%	2.30%	3.34%	2.02%	1.75%
5	2.49%	2.04%	2.83%	1.77%	1.49%
6	2.39%	2.54%	3.53%	2.20%	1.88%
7	2.26%	1.85%	2.41%	1.63%	1.41%
8	2.19%	1.54%	2.01%	1.38%	1.17%
9	2.12%	2.38%	3.84%	1.56%	1.34%
10	1.99%	1.61%	2.29%	1.29%	1.12%
11	1.92%	1.46%	2.00%	1.23%	1.04%
12	1.85%	1.65%	2.22%	1.27%	1.12%
13	1.80%	1.79%	3.02%	1.26%	1.18%
14	1.71%	2.00%	2.67%	1.38%	1.20%
15	1.65%	3.45%	4.51%	2.50%	1.95%
16	1.57%	2.04%	2.49%	1.65%	1.37%
17	1.53%	1.64%	1.99%	1.40%	1.18%
18	1.49%	1.51%	1.80%	1.29%	1.13%
19	1.45%	1.68%	1.79%	1.70%	1.39%
20	1.41%	2.23%	2.26%	2.36%	1.85%
21	1.37%	1.58%	1.70%	1.55%	1.27%
22	1.33%	1.45%	1.58%	1.31%	1.13%
23	1.29%	1.41%	1.54%	1.25%	1.11%
24	1.26%	1.46%	1.52%	1.37%	1.20%
25	1.23%	1.54%	1.58%	1.48%	1.28%
26	1.20%	1.70%	1.71%	1.61%	1.42%
27	1.17%	1.40%	1.46%	1.25%	1.15%
28	1.14%	1.24%	1.32%	1.06%	1.02%
29	1.12%	1.21%	1.33%	1.02%	0.93%
30	1.10%	1.16%	1.27%	0.98%	0.93%
31	1.09%	1.12%	1.25%	0.91%	0.91%
32	1.07%	1.05%	1.19%	0.82%	0.86%
33	1.05%	1.08%	1.20%	0.90%	0.93%
34	1.04%	1.03%	1.17%	0.81%	0.88%
35	1.02%	1.09%	1.22%	0.87%	0.96%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
36	1.00%	1.22%	1.28%	1.05%	1.15%
37	0.99%	1.32%	1.37%	1.18%	1.27%
38	0.97%	1.34%	1.37%	1.25%	1.34%
39	0.96%	1.19%	1.23%	1.10%	1.20%
40	0.94%	1.15%	1.39%	1.03%	1.15%
41	0.93%	1.05%	1.16%	0.89%	1.04%
42	0.91%	1.11%	1.18%	0.98%	1.14%
43	0.90%	1.05%	1.11%	0.92%	1.09%
44	0.89%	1.05%	1.13%	0.91%	1.12%
45	0.87%	0.91%	1.02%	0.75%	0.96%
46	0.86%	0.92%	1.02%	0.77%	1.01%
47	0.84%	0.96%	1.05%	0.83%	1.08%
48	0.83%	0.81%	1.08%	0.68%	0.89%
49	0.81%	0.86%	1.14%	0.73%	0.95%
50	0.80%	0.81%	0.99%	0.67%	0.91%
51	0.79%	0.76%	0.90%	0.65%	0.87%
52	0.78%	0.73%	0.87%	0.62%	0.82%
53	0.77%	0.73%	0.85%	0.63%	0.83%
54	0.76%	0.76%	1.18%	0.61%	0.80%
55	0.75%	0.95%	1.35%	0.79%	0.96%
56	0.74%	0.76%	0.86%	0.69%	0.85%
57	0.73%	0.83%	1.01%	0.75%	0.87%
58	0.72%	0.87%	0.97%	0.84%	0.92%
59	0.71%	0.82%	0.99%	0.78%	0.88%
60	0.70%	0.90%	1.09%	0.88%	0.96%
61	0.69%	1.39%	2.29%	1.22%	1.25%
62	0.67%	1.20%	1.17%	1.24%	1.19%
63	0.66%	1.07%	1.05%	1.07%	1.07%
64	0.65%	1.29%	1.28%	1.31%	1.29%
65	0.64%	1.22%	1.24%	1.20%	1.21%
66	0.64%	1.14%	1.24%	1.13%	1.09%
67	0.63%	1.02%	1.00%	1.02%	1.00%
68	0.62%	1.13%	1.12%	1.11%	1.10%
69	0.61%	1.01%	1.23%	0.97%	1.00%
70	0.61%	1.01%	0.91%	1.00%	0.94%
71	0.59%	1.09%	1.08%	1.08%	1.06%
72	0.58%	0.94%	0.85%	0.93%	0.84%
73	0.57%	0.97%	0.95%	0.99%	0.95%
74	0.56%	0.89%	0.75%	0.84%	0.75%
75	0.56%	0.86%	0.76%	0.82%	0.76%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
76	0.55%	0.71%	0.58%	0.63%	0.58%
77	0.54%	0.76%	0.64%	0.69%	0.64%
78	0.54%	0.65%	0.54%	0.56%	0.54%
79	0.54%	0.74%	0.60%	0.62%	0.60%
80	0.53%	0.80%	0.65%	0.66%	0.65%
81	0.53%	0.68%	0.59%	0.57%	0.59%
82	0.52%	1.06%	1.61%	1.28%	1.61%
83	0.52%	0.65%	0.59%	0.55%	0.59%
84	0.51%	0.58%	0.57%	0.58%	0.57%
85	0.51%	0.83%	0.76%	0.81%	0.76%
86	0.50%	1.00%	1.91%	1.46%	1.91%
87	0.49%	0.61%	0.61%	0.60%	0.61%
88	0.48%	1.16%	2.30%	1.77%	2.30%
89	0.47%	0.55%	0.53%	0.54%	0.53%
90	0.46%	1.12%	2.43%	2.08%	2.43%
91	0.45%	0.54%	0.54%	0.54%	0.54%
92	0.45%	0.58%	0.58%	0.58%	0.58%
93	0.44%	0.54%	0.54%	0.54%	0.54%
94	0.40%	0.65%	1.04%	1.10%	1.04%
95	0.37%	0.96%	2.25%	2.94%	2.25%
96	0.31%	0.49%	0.49%	0.50%	0.49%
97	0.27%	0.49%	0.54%	0.69%	0.54%
98	0.23%	0.52%	0.52%	0.54%	0.52%
99	0.20%	0.52%	0.49%	0.49%	0.49%
100	0.18%	0.50%	0.46%	0.46%	0.46%
101	0.16%	0.49%	0.46%	0.46%	0.46%
102	0.13%	0.48%	0.45%	0.45%	0.45%
103	0.11%	0.40%	0.39%	0.39%	0.39%
104	0.08%	0.55%	0.49%	0.49%	0.49%
105	0.06%	0.51%	0.51%	0.51%	0.51%
106	0.04%	0.54%	0.53%	0.53%	0.53%
107	0.03%	0.36%	0.44%	0.44%	0.44%
108	0.03%	0.64%	0.64%	0.64%	0.64%
전체	100.00%	1.32%	1.64%	1.15%	1.09%

<표 부록 5> 금리 연동형 연금 경과월차별 해지율 추정

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
1	3.43%	0.14%	0.14%	0.16%	0.16%
2	3.43%	0.25%	0.25%	0.26%	0.27%
3	3.38%	2.17%	2.26%	1.84%	1.87%
4	3.27%	2.07%	2.52%	1.66%	1.63%
5	3.16%	1.92%	2.25%	1.59%	1.55%
6	3.06%	1.96%	2.39%	1.57%	1.54%
7	2.96%	1.76%	2.10%	1.48%	1.43%
8	2.87%	1.54%	1.87%	1.30%	1.26%
9	2.79%	1.62%	2.20%	1.34%	1.30%
10	2.71%	1.44%	1.78%	1.20%	1.18%
11	2.63%	1.37%	1.65%	1.16%	1.14%
12	2.55%	1.49%	1.78%	1.26%	1.23%
13	2.47%	2.85%	3.89%	2.33%	2.29%
14	2.36%	2.66%	3.55%	2.15%	2.13%
15	2.27%	3.10%	3.74%	2.46%	2.41%
16	2.17%	2.09%	2.60%	1.64%	1.63%
17	2.10%	1.77%	2.20%	1.42%	1.41%
18	2.03%	1.62%	2.00%	1.31%	1.31%
19	1.98%	1.65%	2.00%	1.35%	1.37%
20	1.91%	1.74%	2.06%	1.41%	1.45%
21	1.85%	1.59%	1.89%	1.31%	1.33%
22	1.79%	1.46%	1.73%	1.23%	1.24%
23	1.72%	1.42%	1.67%	1.21%	1.23%
24	1.65%	1.53%	1.76%	1.35%	1.38%
25	1.58%	1.77%	2.03%	1.58%	1.64%
26	1.51%	1.70%	1.96%	1.49%	1.54%
27	1.46%	1.58%	1.81%	1.40%	1.44%
28	1.42%	1.48%	1.72%	1.28%	1.33%
29	1.37%	1.46%	1.68%	1.30%	1.34%
30	1.33%	1.40%	1.63%	1.25%	1.29%
31	1.29%	1.41%	1.65%	1.25%	1.29%
32	1.26%	1.35%	1.55%	1.23%	1.27%
33	1.22%	1.33%	1.50%	1.23%	1.27%
34	1.19%	1.32%	1.47%	1.23%	1.28%
35	1.14%	1.33%	1.45%	1.26%	1.29%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
36	1.10%	1.42%	1.53%	1.37%	1.39%
37	1.05%	1.65%	1.72%	1.62%	1.66%
38	1.01%	1.47%	1.58%	1.42%	1.44%
39	0.97%	1.41%	1.53%	1.39%	1.40%
40	0.94%	1.36%	1.41%	1.34%	1.35%
41	0.91%	1.36%	1.39%	1.34%	1.35%
42	0.88%	1.32%	1.39%	1.31%	1.31%
43	0.86%	1.31%	1.29%	1.31%	1.31%
44	0.83%	1.31%	1.29%	1.32%	1.34%
45	0.80%	1.26%	1.22%	1.28%	1.28%
46	0.78%	1.31%	1.26%	1.34%	1.37%
47	0.74%	1.34%	1.27%	1.39%	1.37%
48	0.72%	1.52%	1.36%	1.62%	1.55%
49	0.69%	1.67%	1.47%	1.78%	1.70%
50	0.66%	1.43%	1.31%	1.49%	1.46%
51	0.63%	1.41%	1.29%	1.47%	1.47%
52	0.61%	1.32%	1.21%	1.38%	1.38%
53	0.59%	1.30%	1.22%	1.35%	1.36%
54	0.56%	1.31%	1.19%	1.37%	1.37%
55	0.54%	1.30%	1.22%	1.37%	1.41%
56	0.51%	1.27%	1.16%	1.32%	1.33%
57	0.49%	1.19%	1.09%	1.24%	1.23%
58	0.48%	1.26%	1.13%	1.31%	1.30%
59	0.46%	1.28%	1.14%	1.33%	1.27%
60	0.44%	1.71%	1.46%	1.79%	1.66%
61	0.42%	2.38%	2.59%	2.31%	2.15%
62	0.39%	1.62%	1.50%	1.63%	1.58%
63	0.37%	1.47%	1.36%	1.47%	1.43%
64	0.35%	1.38%	1.29%	1.38%	1.35%
65	0.33%	1.28%	1.20%	1.25%	1.21%
66	0.31%	1.23%	1.16%	1.21%	1.18%
67	0.30%	1.18%	1.09%	1.16%	1.11%
68	0.29%	1.16%	1.08%	1.15%	1.11%
69	0.28%	1.11%	1.02%	1.10%	1.04%
70	0.26%	1.05%	1.01%	1.02%	0.98%
71	0.25%	1.05%	0.96%	1.03%	0.97%
72	0.24%	1.05%	1.02%	1.06%	1.03%
73	0.23%	1.17%	1.13%	1.16%	1.13%
74	0.21%	1.02%	0.98%	1.01%	0.98%
75	0.20%	1.00%	0.91%	0.97%	0.91%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
76	0.18%	0.94%	0.86%	0.90%	0.86%
77	0.17%	0.91%	0.75%	0.82%	0.75%
78	0.16%	0.89%	0.74%	0.78%	0.74%
79	0.15%	0.87%	0.74%	0.76%	0.74%
80	0.15%	0.79%	0.67%	0.68%	0.67%
81	0.14%	0.76%	0.68%	0.66%	0.68%
82	0.13%	0.77%	0.73%	0.67%	0.73%
83	0.11%	0.88%	0.76%	0.75%	0.76%
84	0.10%	1.82%	1.58%	1.62%	1.58%
85	0.09%	4.65%	3.88%	4.20%	3.88%
86	0.07%	1.63%	1.54%	1.55%	1.54%
87	0.07%	1.29%	1.22%	1.23%	1.22%
88	0.06%	1.14%	1.04%	1.05%	1.04%
89	0.05%	0.80%	0.78%	0.77%	0.78%
90	0.05%	0.76%	0.81%	0.80%	0.81%
91	0.05%	0.70%	0.73%	0.72%	0.73%
92	0.04%	0.63%	0.70%	0.68%	0.70%
93	0.04%	0.63%	0.69%	0.69%	0.69%
94	0.03%	0.75%	0.78%	0.78%	0.78%
95	0.03%	0.73%	0.70%	0.70%	0.70%
96	0.02%	1.47%	1.11%	1.03%	1.11%
97	0.02%	0.74%	0.77%	0.90%	0.77%
98	0.02%	0.57%	0.60%	0.62%	0.60%
99	0.02%	0.45%	0.41%	0.41%	0.41%
100	0.01%	0.67%	0.58%	0.58%	0.58%
101	0.01%	0.95%	0.89%	0.89%	0.89%
102	0.01%	0.67%	0.55%	0.55%	0.55%
103	0.01%	0.43%	0.40%	0.40%	0.40%
104	0.01%	0.64%	0.55%	0.55%	0.55%
105	0.01%	0.55%	0.50%	0.50%	0.50%
106	0.01%	1.00%	0.92%	0.92%	0.92%
107	0.00%	0.32%	0.35%	0.35%	0.35%
108	0.00%	0.71%	0.71%	0.71%	0.71%
전체	100.00%	1.57%	1.82%	1.37%	1.37%

<표 부록 6> 변액 연금 경과월차별 해지율 추정

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
1	5.51%	0.16%	0.12%	0.19%	0.18%
2	5.50%	0.27%	0.22%	0.28%	0.27%
3	5.39%	1.60%	1.42%	1.73%	1.69%
4	5.18%	1.44%	1.38%	1.51%	1.46%
5	4.96%	1.33%	1.32%	1.37%	1.33%
6	4.74%	1.46%	1.61%	1.39%	1.39%
7	4.50%	1.30%	1.39%	1.29%	1.27%
8	4.26%	1.23%	1.28%	1.24%	1.23%
9	4.04%	1.36%	1.47%	1.35%	1.35%
10	3.85%	1.27%	1.29%	1.27%	1.26%
11	3.66%	1.25%	1.25%	1.26%	1.25%
12	3.50%	1.32%	1.32%	1.32%	1.33%
13	3.33%	2.32%	2.39%	2.23%	2.29%
14	3.16%	2.67%	2.79%	2.62%	2.61%
15	2.96%	2.93%	3.32%	2.69%	2.79%
16	2.74%	2.09%	2.31%	1.95%	2.00%
17	2.58%	1.84%	1.96%	1.76%	1.80%
18	2.41%	1.76%	1.89%	1.69%	1.73%
19	2.24%	1.85%	2.00%	1.78%	1.81%
20	2.10%	2.15%	2.47%	2.04%	2.11%
21	1.97%	1.86%	2.05%	1.82%	1.86%
22	1.86%	1.76%	1.93%	1.71%	1.74%
23	1.75%	1.71%	1.82%	1.67%	1.71%
24	1.65%	1.83%	1.94%	1.82%	1.85%
25	1.55%	2.22%	2.38%	2.16%	2.22%
26	1.46%	2.23%	2.33%	2.19%	2.22%
27	1.37%	2.12%	2.17%	2.10%	2.14%
28	1.29%	1.86%	1.93%	1.84%	1.90%
29	1.20%	1.82%	1.89%	1.78%	1.84%
30	1.12%	1.67%	1.64%	1.66%	1.69%
31	1.04%	1.77%	1.91%	1.75%	1.81%
32	0.96%	1.80%	1.88%	1.77%	1.83%
33	0.88%	1.76%	1.80%	1.80%	1.89%
34	0.80%	1.74%	1.82%	1.73%	1.81%
35	0.67%	1.69%	1.73%	1.67%	1.69%

경과월수	비중	전기간		직전 3년	
		가중 평균	단순 평균	가중 평균	단순 평균
36	0.59%	1.73%	1.76%	1.73%	1.79%
37	0.50%	1.92%	2.00%	1.90%	1.96%
38	0.41%	1.90%	1.89%	1.84%	1.85%
39	0.35%	1.75%	1.87%	1.79%	1.87%
40	0.30%	1.84%	1.89%	1.82%	1.89%
41	0.26%	1.69%	1.76%	1.69%	1.76%
42	0.22%	1.59%	1.57%	1.56%	1.57%
43	0.18%	1.78%	1.90%	1.85%	1.90%
44	0.16%	1.75%	1.78%	1.76%	1.78%
45	0.14%	1.63%	1.64%	1.64%	1.64%
46	0.12%	1.61%	1.54%	1.54%	1.54%
47	0.10%	1.51%	1.50%	1.48%	1.50%
48	0.08%	1.59%	1.54%	1.55%	1.54%
49	0.07%	1.73%	1.81%	1.79%	1.81%
50	0.06%	1.69%	1.70%	1.64%	1.70%
51	0.05%	1.71%	1.76%	1.69%	1.76%
52	0.04%	1.71%	1.77%	1.67%	1.77%
53	0.04%	1.53%	1.55%	1.49%	1.55%
54	0.04%	1.51%	1.51%	1.50%	1.51%
55	0.03%	1.43%	1.57%	1.51%	1.57%
56	0.03%	1.72%	1.89%	1.84%	1.89%
57	0.03%	1.39%	1.45%	1.44%	1.45%
58	0.02%	1.60%	1.58%	1.58%	1.58%
59	0.02%	1.61%	1.62%	1.61%	1.62%
60	0.02%	1.90%	2.01%	2.02%	2.01%
전체	100.00%	1.54%	1.60%	1.52%	1.54%

주 : 볼드체는 각 적합성 검정 통계량의 최소치임.

<표 부록 7> 종신보험 해지율의 ARMA(p, q) 모형별 적합성 검정 결과

RMSE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0306	0.0097	0.0097	0.0096	0.0100	0.0119	0.0269	0.0280
$p = 2$	0.0249	0.0096	0.0096	0.0142	0.0134	0.0246	0.0227	0.0260
$p = 3$	0.0231	0.0093	0.0089	0.0173	0.0153	0.0200	0.0246	0.0297
$p = 4$	0.0200	0.0103	0.0104	0.0228	0.0174	0.0162	0.0260	0.0350
$p = 5$	0.0233	0.0117	0.0227	0.0241	0.0257	0.0258	0.0292	0.0305
$p = 6$	0.0234	0.0082	0.0125	0.0340	0.0291	0.0287	0.0312	0.0326
$p = 7$	0.0198	0.0188	0.0260	0.0314	0.0324	0.0352	NA	NA
RMSPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0349	0.0101	0.0101	0.0101	0.0107	0.0129	0.0313	0.0302
$p = 2$	0.0284	0.0100	0.0099	0.0157	0.0155	0.0275	0.0246	0.0288
$p = 3$	0.0265	0.0097	0.0092	0.0196	0.0172	0.0225	0.0281	0.0331
$p = 4$	0.0226	0.0107	0.0115	0.0245	0.0199	0.0180	0.0291	0.0384
$p = 5$	0.0260	0.0132	0.0257	0.0258	0.0291	0.0286	0.0324	0.0344
$p = 6$	0.0261	0.0095	0.0145	0.0380	0.0333	0.0322	0.0346	0.0359
$p = 7$	0.0223	0.0212	0.0300	0.0361	0.0373	0.0396	NA	NA
MAE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0262	0.0080	0.0080	0.0078	0.0087	0.0097	0.0226	0.0250
$p = 2$	0.0220	0.0076	0.0071	0.0136	0.0109	0.0202	0.0194	0.0224
$p = 3$	0.0208	0.0072	0.0067	0.0135	0.0117	0.0159	0.0209	0.0255
$p = 4$	0.0166	0.0078	0.0077	0.0162	0.0143	0.0141	0.0243	0.0309
$p = 5$	0.0194	0.0087	0.0147	0.0208	0.0206	0.0202	0.0233	0.0271
$p = 6$	0.0194	0.0054	0.0076	0.0299	0.0260	0.0239	0.0269	0.0272
$p = 7$	0.0174	0.0170	0.0193	0.0287	0.0300	0.0299	NA	NA
MAPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0294	0.0087	0.0086	0.0085	0.0094	0.0105	0.0259	0.0275
$p = 2$	0.0247	0.0082	0.0075	0.0151	0.0123	0.0226	0.0212	0.0247
$p = 3$	0.0234	0.0077	0.0071	0.0152	0.0130	0.0177	0.0236	0.0283
$p = 4$	0.0186	0.0083	0.0085	0.0174	0.0162	0.0157	0.0273	0.0342
$p = 5$	0.0215	0.0096	0.0166	0.0226	0.0230	0.0223	0.0259	0.0305
$p = 6$	0.0215	0.0062	0.0088	0.0332	0.0292	0.0268	0.0300	0.0302
$p = 7$	0.0195	0.0191	0.0222	0.0324	0.0340	0.0336	NA	NA

주 : 볼드체는 각 적합성 검정 통계량의 최소치임.

<표 부록 8> 금리 확정형 연금 해지율의 ARMA(p, q) 모형별 적합성
검정 결과

RMSE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0225	0.0140	0.0137	0.0177	0.0308	0.0281	0.0316	0.0400
$p = 2$	0.0148	0.0144	0.0234	0.0280	0.0281	0.0349	0.0325	0.0429
$p = 3$	0.0147	0.0153	0.0213	0.0278	0.0264	0.0340	0.0371	0.0459
$p = 4$	0.0123	0.0148	0.0221	0.0403	0.0360	0.0271	0.0372	0.0423
$p = 5$	0.0120	0.0149	0.0229	0.0373	0.0431	0.0478	0.0462	0.0571
$p = 6$	0.0108	0.0198	0.0351	0.0395	0.0470	0.0508	0.0456	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
RMSPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0408	0.0263	0.0257	0.0339	0.0577	0.0529	0.0601	0.0755
$p = 2$	0.0276	0.0269	0.0455	0.0517	0.0533	0.0632	0.0588	0.0803
$p = 3$	0.0280	0.0287	0.0414	0.0522	0.0561	0.0692	0.0737	0.0880
$p = 4$	0.0235	0.0278	0.0409	0.0771	0.0680	0.0517	0.0713	0.0817
$p = 5$	0.0228	0.0286	0.0435	0.0731	0.0853	0.0944	0.0873	0.1116
$p = 6$	0.0212	0.0379	0.0670	0.0739	0.0886	0.0966	0.0873	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0188	0.0130	0.0128	0.0161	0.0279	0.0246	0.0274	0.0373
$p = 2$	0.0124	0.0135	0.0211	0.0185	0.0230	0.0274	0.0258	0.0395
$p = 3$	0.0134	0.0143	0.0192	0.0206	0.0174	0.0253	0.0273	0.0405
$p = 4$	0.0103	0.0139	0.0182	0.0351	0.0273	0.0265	0.0285	0.0378
$p = 5$	0.0099	0.0137	0.0182	0.0331	0.0338	0.0390	0.0351	0.0471
$p = 6$	0.0097	0.0170	0.0282	0.0302	0.0370	0.0439	0.0397	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0350	0.0246	0.0242	0.0306	0.0526	0.0463	0.0519	0.0707
$p = 2$	0.0233	0.0255	0.0406	0.0344	0.0437	0.0508	0.0478	0.0744
$p = 3$	0.0254	0.0269	0.0369	0.0390	0.0345	0.0498	0.0527	0.0768
$p = 4$	0.0195	0.0264	0.0340	0.0666	0.0519	0.0505	0.0544	0.0722
$p = 5$	0.0187	0.0263	0.0347	0.0638	0.0660	0.0751	0.0666	0.0898
$p = 6$	0.0185	0.0324	0.0541	0.0571	0.0705	0.0836	0.0757	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

주 : 볼드체는 각 적합성 검정 통계량의 최소치임.

<표 부록 9> 금리 연동형 연금 해지율의 ARMA(p, q) 모형별 적합성
검정 결과

RMSE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0887	0.0511	0.0495	0.0516	0.0695	0.0618	0.0596	0.0615
$p = 2$	0.0654	0.0518	0.0643	0.0666	0.0656	0.0692	0.0630	0.0456
$p = 3$	0.0594	0.0524	0.0693	0.0667	0.0545	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
RMSPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0655	0.0360	0.0347	0.0359	0.0491	0.0422	0.0415	0.0439
$p = 2$	0.0498	0.0361	0.0454	0.0475	0.0458	0.0477	0.0464	0.0327
$p = 3$	0.0462	0.0363	0.0487	0.0475	0.0387	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0750	0.0407	0.0386	0.0403	0.0592	0.0483	0.0481	0.0482
$p = 2$	0.0545	0.0410	0.0542	0.0531	0.0505	0.0563	0.0551	0.0402
$p = 3$	0.0488	0.0413	0.0578	0.0501	0.0434	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0563	0.0293	0.0277	0.0289	0.0430	0.0343	0.0344	0.0359
$p = 2$	0.0413	0.0294	0.0394	0.0385	0.0359	0.0406	0.0409	0.0297
$p = 3$	0.0373	0.0295	0.0418	0.0367	0.0319	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

주 : 볼드체는 각 적합성 검정 통계량의 최소치임.

<표 부록 10> 종신보험 13월차 해지율의 ARMA(p, q) 모형별 적합성
검정 결과

RMSE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.1240	0.0406	0.0425	0.0373	0.0470	0.0427	0.0450	0.0520
$p = 2$	0.1098	0.0448	0.0432	0.0616	0.0610	0.0626	0.0418	0.0519
$p = 3$	0.1070	0.0459	0.0473	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
RMSPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0931	0.0298	0.0314	0.0271	0.0338	0.0302	0.0320	0.0376
$p = 2$	0.0797	0.0326	0.0313	0.0448	0.0429	0.0431	0.0300	0.0380
$p = 3$	0.0774	0.0335	0.0341	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0916	0.0272	0.0288	0.0272	0.0391	0.0347	0.0363	0.0415
$p = 2$	0.0849	0.0338	0.0344	0.0456	0.0530	0.0523	0.0319	0.0404
$p = 3$	0.0811	0.0354	0.0380	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0665	0.0193	0.0205	0.0192	0.0275	0.0242	0.0255	0.0295
$p = 2$	0.0603	0.0240	0.0243	0.0321	0.0370	0.0361	0.0226	0.0290
$p = 3$	0.0574	0.0251	0.0267	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

주 : 볼드체는 각 적합성 검정 통계량의 최소치임.

<표 부록 11> 금리 확정형 연금 13월차 해지율의 ARMA(p, q) 모형별 적합성 검정 결과

RMSE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.1502	0.1146	0.1592	0.2697	0.2449	0.2663	0.2650	0.2563
$p = 2$	0.1586	0.1358	0.2768	0.3139	0.2599	0.2563	0.4149	0.5192
$p = 3$	0.1593	0.1413	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
RMSPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.1226	0.0760	0.1204	0.2235	0.1938	0.2160	0.2038	0.1812
$p = 2$	0.1318	0.0935	0.2044	0.2275	0.1833	0.1835	0.3193	0.4361
$p = 3$	0.1251	0.0951	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.1168	0.0863	0.1328	0.2284	0.2210	0.2168	0.2056	0.2253
$p = 2$	0.1183	0.1178	0.2024	0.2379	0.2266	0.2216	0.3330	0.3817
$p = 3$	0.1332	0.1192	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.0903	0.0568	0.0935	0.1736	0.1644	0.1610	0.1488	0.1546
$p = 2$	0.0921	0.0810	0.1402	0.1668	0.1586	0.1553	0.2479	0.2912
$p = 3$	0.1000	0.0808	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

주 : 볼드체는 각 적합성 검정 통계량의 최소치임.

<표 부록 12> 금리 연동형 연금 13월차 해지율의 ARMA(p, q) 모형별 적합성 검정 결과

RMSE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.3435	0.1559	0.1582	0.2074	0.2379	0.2316	0.2252	0.2528
$p = 2$	0.3531	0.1740	0.2082	0.1826	0.2468	0.2259	0.2205	NA
$p = 3$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
RMSPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.1753	0.0802	0.0806	0.1037	0.1195	0.1140	0.1120	0.1204
$p = 2$	0.1714	0.0894	0.1048	0.0927	0.1241	0.1121	0.1059	NA
$p = 3$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.2522	0.1186	0.1285	0.1632	0.1978	0.1887	0.1954	0.2192
$p = 2$	0.2859	0.1437	0.1691	0.1642	0.1993	0.1927	0.1928	NA
$p = 3$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MAPE	$q = 0$	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$	$q = 6$	$q = 7$
$p = 1$	0.1181	0.0553	0.0597	0.0757	0.0941	0.0899	0.0926	0.1014
$p = 2$	0.1345	0.0677	0.0802	0.0775	0.0953	0.0910	0.0893	NA
$p = 3$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 4$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 5$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 6$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
$p = 7$	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

주 : 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

<표 부록 13> 금리 확정형 연금 월별 해지율의 VAR(p) 추정 결과

변수명	차분 해지율					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
차분 해지율(1)	-0.2324 (0.1564)	-0.1224 (0.1390)	-0.3116** (0.1472)	-0.3222* (0.1757)	-0.2952* (0.1579)	-0.2278* (0.1292)
차분 해지율(2)		0.0945 (0.1412)	0.3401** (0.1366)	0.2377 (0.1557)	0.0647 (0.1834)	0.1359 (0.1113)
차분 해지율(3)			0.3064** (0.1218)	0.3447** (0.1469)	0.3047** (0.1522)	0.5174*** (0.1130)
차분 해지율(4)				-0.1518 (0.1295)	-0.0753 (0.1619)	0.1066 (0.1119)
차분 해지율(5)					0.1095 (0.1332)	-0.2067* (0.1245)
차분 해지율(6)						-0.6118*** (0.1060)
차분 국고채 금리 5년(1)	0.0419 (0.0350)	0.0524* (0.0297)	0.0402 (0.0293)	0.0314 (0.0336)	0.0810** (0.0389)	0.0332 (0.0258)
차분 국고채 금리 5년(2)		0.0110 (0.0295)	0.0210 (0.0289)	0.0003 (0.0318)	0.0310 (0.0340)	-0.0086 (0.0268)
차분 국고채 금리 5년(3)			-0.0627** (0.0264)	-0.0383 (0.0298)	0.0050 (0.0307)	0.0003 (0.0205)
차분 국고채 금리 5년(4)				-0.0308 (0.0287)	-0.0694** (0.0295)	-0.0353* (0.0195)
차분 국고채 금리 5년(5)					0.0439 (0.0305)	-0.0106 (0.0262)
차분 국고채 금리 5년(6)						0.0292 (0.0232)
차분 물가상승률(1)	0.0108 (0.0256)	0.0394* (0.0221)	0.0321* (0.0192)	0.0389** (0.0191)	0.0222 (0.0212)	0.0202 (0.0139)
차분 물가상승률(2)		-0.0079 (0.0203)	-0.0028 (0.0195)	0.0029 (0.0194)	-0.0181 (0.0193)	0.0402*** (0.0154)
차분 물가상승률(3)			0.0001 (0.0194)	0.0126 (0.0205)	0.0204 (0.0201)	0.0476*** (0.0141)
차분 물가상승률(4)				-0.0131 (0.0207)	0.0018 (0.0215)	0.0102 (0.0144)
차분 물가상승률(5)					0.0341 (0.0241)	-0.0078 (0.0165)

차분 물가상승률(6)						-0.0306** (0.0149)
차분 실업률(1)	0.0160 (0.0412)	-0.0502 (0.0395)	-0.0434 (0.0363)	-0.0537 (0.0433)	-0.0275 (0.0427)	-0.1284*** (0.0361)
차분 실업률(2)		-0.0282 (0.0362)	-0.0766** (0.0371)	-0.0684* (0.0380)	-0.0426 (0.0413)	-0.0492* (0.0274)
차분 실업률(3)			-0.0184 (0.0327)	-0.0273 (0.0384)	-0.0262 (0.0368)	0.0424* (0.0254)
차분 실업률(4)				0.0102 (0.0353)	0.0004 (0.0417)	0.0062 (0.0253)
차분 실업률(5)					0.0707** (0.0324)	0.1418*** (0.0285)
차분 실업률(6)						0.0884*** (0.0285)
차분 로그 경기동행지수(1)	-1.5739 (2.1518)	-4.0406** (1.9103)	-2.2816 (1.8713)	-1.6035 (1.9147)	-3.8792* (2.0244)	1.2371 (1.4836)
차분 로그 경기동행지수(2)		9.3534*** (2.0727)	8.1342*** (1.9671)	9.1737*** (2.0748)	9.8748*** (1.9574)	9.5393*** (1.5636)
차분 로그 경기동행지수(3)			5.3581** (2.2977)	4.3230* (2.4052)	2.3376 (2.6173)	3.5400** (1.7873)
차분 로그 경기동행지수(4)				2.9990 (2.5279)	2.7524 (2.4609)	6.4667*** (1.7185)
차분 로그 경기동행지수(5)					3.1793 (2.6714)	0.2080 (1.6848)
차분 로그 경기동행지수(6)						-7.8622*** (1.8423)
상수항	-0.0030 (0.0125)	-0.0381*** (0.0130)	-0.0611*** (0.0160)	-0.0792*** (0.0234)	-0.0777** (0.0303)	-0.0699*** (0.0225)
관측치 수	41	40	39	38	37	36
R^2	0.0970	0.4559	0.6233	0.6670	0.7175	0.9122
RMSE	0.0516	0.0702	0.0921	0.1077	0.0926	0.0983
RMSPE	0.0865	0.1187	0.1576	0.1813	0.1574	0.1617
MAE	0.0382	0.0553	0.0740	0.0809	0.0664	0.0713
MAPE	0.0664	0.0969	0.1306	0.1394	0.1145	0.1198

주 : 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

<표 부록 14> 금리 연동형 연금 월별 해지율의 VAR(p) 추정 결과

변수명	차분 해지율					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
차분 해지율(1)	-0.1946 (0.1527)	-0.2204 (0.1436)	-0.1536 (0.1676)	-0.1349 (0.1790)	-0.2295* (0.1302)	0.2452 (0.1869)
차분 해지율(2)		-0.0095 (0.1393)	0.0316 (0.1464)	0.0276 (0.1786)	-0.1112 (0.1446)	-0.0741 (0.1058)
차분 해지율(3)			0.0548 (0.1378)	0.1082 (0.1528)	0.2752** (0.1370)	0.2426** (0.1019)
차분 해지율(4)				-0.0094 (0.1411)	0.1880* (0.1120)	0.0687 (0.1039)
차분 해지율(5)					0.2312** (0.1097)	-0.1332 (0.1495)
차분 해지율(6)						-0.6520*** (0.1248)
차분 국고채 금리 5년(1)	0.0688 (0.0678)	0.1081* (0.0642)	0.0680 (0.0711)	0.0381 (0.0864)	0.2249*** (0.0781)	0.1002 (0.0654)
차분 국고채 금리 5년(2)		-0.0290 (0.0619)	0.0071 (0.0692)	0.0039 (0.0779)	0.1085* (0.0644)	-0.0585 (0.0618)
차분 국고채 금리 5년(3)			-0.1056* (0.0627)	-0.1152 (0.0754)	-0.0181 (0.0617)	0.0595 (0.0480)
차분 국고채 금리 5년(4)				0.0102 (0.0695)	-0.1699*** (0.0589)	-0.0514 (0.0448)
차분 국고채 금리 5년(5)					0.1154** (0.0567)	0.0943* (0.0553)
차분 국고채 금리 5년(6)						0.0378 (0.0564)
차분 물가상승률(1)	0.0065 (0.0495)	0.0018 (0.0465)	-0.0080 (0.0452)	-0.0112 (0.0467)	-0.0760* (0.0407)	-0.0074 (0.0350)
차분 물가상승률(2)		-0.0999** (0.0431)	-0.1027** (0.0452)	-0.0999** (0.0466)	-0.1697*** (0.0345)	-0.0282 (0.0452)
차분 물가상승률(3)			0.0715 (0.0514)	0.0918* (0.0536)	0.0835** (0.0412)	0.2050*** (0.0449)
차분 물가상승률(4)				-0.0041 (0.0598)	0.0528 (0.0465)	-0.0042 (0.0478)
차분 물가상승률(5)					0.1437*** (0.0554)	0.0454 (0.0396)

차분 물가상승률(6)						-0.0313 (0.0417)
차분 실업률(1)	-0.1050 (0.0751)	-0.0938 (0.0753)	-0.1338 (0.0838)	-0.1550 (0.1047)	-0.0335 (0.0820)	-0.3111*** (0.0941)
차분 실업률(2)		-0.1657** (0.0779)	-0.1541* (0.0808)	-0.1518* (0.0907)	-0.0972 (0.0821)	-0.0472 (0.0698)
차분 실업률(3)			-0.0360 (0.0819)	-0.0776 (0.0887)	-0.0734 (0.0659)	0.0441 (0.0545)
차분 실업률(4)				0.0494 (0.0931)	0.0667 (0.0742)	0.0140 (0.0610)
차분 실업률(5)					0.2979*** (0.0688)	0.3142*** (0.0508)
차분 실업률(6)						-0.0681 (0.0886)
차분 로그 경기동행지수(1)	-3.4378 (4.1568)	-8.0031** (3.9206)	-9.9669** (4.2443)	-7.3145 (4.8911)	-13.5110*** (3.8149)	-6.8886** (2.8975)
차분 로그 경기동행지수(2)		6.9670 (4.3154)	8.0811* (4.4463)	9.0435* (5.1674)	7.9423* (4.1665)	15.0896*** (4.6591)
차분 로그 경기동행지수(3)			0.3047 (4.4000)	0.0685 (4.6984)	-3.7672 (4.3364)	-1.2930 (3.2789)
차분 로그 경기동행지수(4)				5.9830 (5.4105)	1.9114 (3.9582)	5.7554* (3.0789)
차분 로그 경기동행지수(5)					8.2363* (4.3609)	5.5405** (2.8108)
차분 로그 경기동행지수(6)						-9.4031*** (3.5413)
상수항	-0.0040 (0.0243)	-0.0149 (0.0276)	-0.0070 (0.0345)	-0.0519 (0.0535)	-0.0091 (0.0513)	-0.0626 (0.0402)
관측치 수	41	40	39	38	37	36
R^2	0.1157	0.3555	0.4356	0.4555	0.7382	0.9041
RMSE	0.1229	0.1626	0.1409	0.1570	0.1499	0.1349
RMSPE	0.0814	0.1099	0.0955	0.1061	0.0998	0.1028
MAE	0.1007	0.1146	0.1043	0.1140	0.1274	0.1177
MAPE	0.0669	0.0771	0.0707	0.0768	0.0865	0.0854

주 : 괄호 안은 표준오차이고, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 결과임.

보험연구원(KIRI) 발간물 안내

■ 연구보고서

- 2006-1 보험회사의 은행업 진출 방안 / 류근옥 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
- 2009-6 주행거리에 연동한 자동차보험제도 연구 / 기승도, 김대환, 김혜란 2010.1
- 2010-1 우리나라 가계 금융자산 축적 부진의 원인과 시사점 / 유경원, 이해은 2010.1

■ 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, 신종협, 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
- 2009-4 2010년도 보험산업 전망과 과제/ 이진면, 황진태, 변혜원, 이경희, 이정환, 박정희, 김세중, 최이섭 / 2009.12
- 2009-5 금융상품판매전문회사의 도입이 보험회사에 미치는 영향 / 안철경, 변혜원, 권오경 2010.1
- 2010-1 보험사기 영향요인과 방지방안 / 송윤아 2010.3

■ 경영보고서

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

2009-2 자산관리서비스 활성화 방안 / 진익 2009.3

2009-3 탄소시장 및 녹색보험 활성화 방안 / 진익, 유시용, 이경아 2009.3

2009-4 생명보험회사의 지속가능성장에 관한 연구 / 최영목, 최원 2009.6

2010-1 독립판매채널의 성장과 생명보험회사의 대응 / 안철경, 권오경 2010.2

2010-2 보험회사의 윤리경영 운영실태 및 개선방안 / 오영수, 김경환 2010.2

2010-3 보험회사의 퇴직연금사업 운영전략 / 류건식, 이창우, 이상우 2010.3

2010-4(1) 보험환경변화에 따른 보험산업 성장방안 / 산업연구실 정책연구실 동향분석실 2010.4

2010-4(2) 종합금융서비스를 활용한 보험산업 성장방안 / 금융제도실, 재무연구실 2010.4

■ 조사보고서

- 2006-1 2006년도 보험소비자 설문조사 / 김세환, 조재현, 박정희 2006.3
- 2006-2 주요국 방카슈랑스의 운용사례 및 시사점 / 류건식, 김석영, 이상우, 박정희, 김동겸 2006.7
- 2007-1 보험회사 경영성과 분석모형에 관한 비교연구 / 류건식, 장이규, 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, 김진익, 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
- 2009-5 헤지펀드 운용전략 활용방안 / 진익, 김상수, 김종훈, 변귀영, 유시용 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
- 2009-10 생명보험계약의 효력상실·해약분석 / 류건식, 장동식 2009.8
- 2010-1 과거 금융위기 사례분석을 통한 최근 글로벌 금융위기 전망 / 신종협, 최형선, 최원 2010.3
- 2010-2 금융산업의 영업행위규제 개선방안 / 서대교, 김미화 2010.3
- 2010-3 주요국의 민영건강보험의 운영체제와 시사점 / 이창우, 이상우 2010.4
- 2010-4 2010년 보험소비자 설문조사 / 변혜원, 박정희 2010.4
- 2010-5 산재보험의 운영체제에 대한 연구 / 송윤아
- 2010-6 보험산업 내 공정거래규제 조화방안 / 이승준, 이종욱
- 2010-7 보험종류별 진류수가 차등적용 개선방안 / 조용운, 서대교, 김미화 2010.4

■ 영문발간물

- Environment Changes in the Korean Insurance Industry in Recent
 1호 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
- 11호 Korean Insurance Industry 2009 / Korea Insurance Research
 Institute, 2009.9

■ 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

■ 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 방카슈랑스 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
- 2009-4 퇴직연금 가입 및 인식실태 조사 / 류건식, 이상우 2009.10
- 2010-1 복수사용자 퇴직연금제도의 도입 및 보험회사의 대응과제 / 김대환, 이상우, 김혜란 2010.4

■ 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 직관시장 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

정기간행물

■ 간행물

- 보험동향 / 계간
- 보험금융연구 / 년4회
- 보험회사 재무분석 / 계간

『 도서 회원 가입 안내 』

회원 및 제공자료

	법인회원	특별회원	개인회원	연속간행물 구독회원
연회비	₩ 300,000원	₩ 150,000원	₩ 150,000원	₩ 50,000원
제공자료	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서	-보험통계월보 (월간)
	-연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 보험회사재무분석	-연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 보험회사재무분석	-연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 보험회사재무분석	
	-본원 주최 각종 세미나 및 공청회 자료(PDF) -영문보고서 -보험통계월보 -손해보험통계연보	-보험통계월보	-	

※ 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 도서회원가입신청서를 작성·등록 후 회비입금을 하시면 확인 후 1년간 회원자격이 주어집니다.

자료구입처

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

저 자 약 력

황 진 태

Clemson University 경제학 박사
현 보험연구원 부연구위원
(E-mail: jt0813@kiri.or.kr)

이 경 희

경희대학교 경영학 박사, 보험계리사
현 보험연구원 전문연구위원
(E-mail : khlee@kiri.or.kr)

연구보고서 2010-2

생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형

발 행 일 2010년 5월

발 행 인 김 대 식

발 행 처 보 험 연 구 원

서울특별시 영등포구 여의도동 35-4

대표전화 (02) 3775-9000

ISBN 978-89-5710-110-0

정가 10,000원