

조사보고서 2009-9

보험리스크 측정 및 평가 방법에 관한 연구

- 실손형 민영건강보험을 중심으로 -

2009. 7.

조용운 · 김세환 · 김세중

보험연구원

머 리 말

우리나라는 2009년 4월에 보험회사의 재무건전성 및 리스크 관리능력 제고를 위하여 RBC제도를 도입하였다. RBC제도의 설계 방향은 체계적으로 보험회사의 리스크를 반영하며, 국제적 정합성을 추구하고, 보험회사의 리스크관리 능력을 제고시킬 수 있도록 하는 것이었다. 본 연구에서는 그러한 목적을 가진 RBC 제도의 조기정착과 발전방향을 모색하고자 하였다.

현행 RBC제도의 문제점 중의 하나는 보험회사가 지급불능 상태에 이르러할 수 있는 보험리스크에 대한 위험액의 측정방법이 임의적인 결과를 산출할 수 있고 리스크 풀의 규모나 위험의 분산효과를 반영하지 않는 결정론적인 시나리오 방식을 적용하고 있다는 것이다. 위험액의 정확한 측정은 그에 상응하는 요구자본을 보유하게 하기 위한 것이므로 매우 중요하다. 요구자본이 부족하면 지급불능 상태를 가져올 수 있고 과도하면 과도한 자본비용을 발생시키기 때문이다. 그래서 시나리오 방식의 단점을 보완하는 동학적이고 확률론적인 방법의 적용이 필요하다고 본다.

한편, 우리나라의 민영건강보험은 규모면에서 지속적인 성장을 해왔지만 그에 걸 맞는 위험액의 측정 및 평가에 관한 모형이 아직 구축되어 있지 않은 상태에 있다. 위험액의 측정 및 평가에 관한 모형은 효과적인 위험과 자본관리를 위해서 필요하고 재무건전성을 유지하도록 하는데 가교 역할을 한다. 결과적으로 민영건강보험은 체계적인 리스크와 자본 관리가 이루어질 수 없는 상태에 있다. 더욱이 국제보험기구나 단체들이 생명보험, 그리고 손해보험과는 다른 별도의 민영건강보험 위험액 측정 및 평가 모형을 제시하고 있는 것을 보면 우리나라는 보험산업이 국제적 흐름과 부합하지 않는다고 평가된다.

본 연구는 동학적이고 확률론적인 방법으로 민영건강보험의 위험액을 측정 및 평가하는 모형을 이론적으로 구축하고 실증분석에 적용하였다. 다소의 수정을 한다면 손해보험산업 전반에 걸쳐서 이용할 수 있을 것이다. 실증분석 과정에서는 자본의 적정성을 확보하고 보험회사의 리스크관리 능력을 제고시킬 수 있기 위해서는 최근 글로벌 스탠다드로 인정받고 있는 '내부모형 인증

제도'를 도입하는 것이 필요하다는 것을 검증하였다.

최근 금융위기로 인해 보험회사의 재무건전성 및 리스크 관리능력 제고의 필요성은 더욱 증대되었다. 본 연구에서 구축한 동학적이고 확률론적인 위험액 측정 및 평가 모형과 실증분석 결과가 우리나라 RBC제도의 발전에 기여할 수 있기를 바라며 보험회사의 리스크관리 능력의 제고와 민영건강보험이 활성화될 수 있는 기반을 조성하는 데 기여할 수 있기를 바란다. 그리고 본 연구는 연구담당자의 의견이며 보험연구원의 공식 견해가 아님을 밝혀둔다.

2009년 7월

보 험 연 구 원

원 장 나 동 민

목 차

요 약	1
I. 서 론	25
1. 연구 배경 및 목적	25
2. 연구 범위 및 방법	29
II. 민영건강보험과 자기자본 규제제도	33
1. 자기자본규제 제도의 연혁	33
2. RBC 제도	37
3. 보험리스크 측정 및 평가모형 운용사례	45
III. 민영건강보험 보험리스크 측정 및 평가모형	49
1. 민영건강보험의 특징	49
2. 리스크의 발생형태	52
3. 변동성 리스크	54
4. 불확실성 리스크	58
VI. 실증 측정 및 평가 결과	82
1. 데이터	82
2. 실증 측정 및 평가 결과	88
V. 결론 및 시사점	94
[참고문헌]	99
[부 록]	101

<표 차례>

<요약 표1> NPA를 이용한 변동성 추정결과	21
<요약 표2> 불확실성 위험계수 추정결과	22
<표 IV-1> FY2005 손해보험 실손형 장기건강보험 실적	84
<표 IV-2> FY2006 손해보험 실손형 장기건강보험 실적	85
<표 IV-3> FY2007 손해보험 실손형 장기건강보험 실적	86
<표 IV-4> FY2005-2007 사고율, 지급률, 건당보험금 비교	87
<표 IV-5> NPA를 이용한 변동성 추정결과	88
<표 IV-6> 모수 추정 결과	90
<표 IV-7> 불확실성 위험계수 추정결과	92

I. 서 론

1. 연구 배경 및 목적

- ☐ 최근의 금융위기와 같은 상황에서는 보험회사가 지급불능 상태에 이르게 할 수 있는 위험액을 합리적인 방법으로 측정 및 평가하여 그에 상응하는 자본량을 보유하는 것이 더욱 중요할 것임.
- 위험액을 하회하는 자본량 보유는 자본량 부족에 따른 지급불능 상태를 발생시킬 수 있음.
 - 위험액을 상회하는 자본의 과다적립은 과도한 자본비용을 발생시킴.
- ☐ 보험회사 자본량의 과부족에 따른 문제의 발생을 방지하기 위해서는 무엇보다도 위험액을 정확히 측정 및 평가하는 것이 필수적임.
- ☐ 그러나 우리나라 RBC제도는 보험리스크에 따른 위험액을 측정하기 위하여 동학적이고 결정론적인 시나리오 모형을 이용하고 있어서 결과적으로 나타난 자본량이 적정하다고 보기에는 어려움이 있음.
- 시나리오 방식은 특정 시나리오에 따라 요구자본량을 다르게 산출하고 리스크 풀의 규모, 위험분산 효과 등을 고려하지 않음.
- ☐ 동학적이고 확률론적인 접근이 이러한 문제점을 해결할 수 있는 대안 중의 하나임.
- 동학적이면서 확률론적인 방식은 리스크들 간의 상호작용을 반영하고 상이한 리스크들을 통합할 수 있으며, 정교한 모델을 만들 수 있음.

- 또한 리스크 풀의 규모와 위험분산 효과를 잘 반영할 수 있고, 모형들이 동적이므로 내부 리스크 관리과정을 강화할 수 있음.
- 한편, 우리나라는 실손형 민영건강보험에 대해서 위험액을 합리적인 방법으로 측정 및 평가할 수 있는 모형이 개발되어 있지 않아 보험회사가 효과적으로 위험과 자본관리를 하는 것이 어려운 상태임.
- 국제보험기구 및 단체들은 민영건강보험을 생명보험과 손해보험과는 별도로 다루면서 위험과 자본관리를 위한 지침을 제시하고 있지만 우리나라는 별도의 모형이 없으므로 국제적 추세와 부합하지 않음.
- 실손형 민영건강보험의 최근 두 자리 수 성장세에 걸 맞는 효과적 위험과 자본관리가 필요하고 이를 위한 적절한 모형의 개발이 필요함.
- 본 연구는 실손형 민영건강보험에 대한 보험리스크의 위험액을 측정 및 평가하는 동학적이고 확률론적인 최선의 이론적 모형을 구축하고자 함.
- 실손형 민영건강보험에 대해서 연구하되 다소의 수정을 한다면 손해보험의 전반에 걸쳐서 이용할 수 있도록 모형을 구축하고자 함.
- 실증분석 과정에서는 이론적 모형들을 실제 데이터에 적합시킴으로서 모형의 적합성을 검증하고, 동시에 각 보험회사의 특성을 고려하지 않고 모든 보험회사에 동일한 위험계수(표준모형)를 적용하여 위험액을 산출하는 현행 EU식 제도와 RBC 제도의 공평성 여부를 검증하고자 함.
- 현행 제도는 일부 보험회사에게 과도한 자기자본을 요구할 수 있으므로 공평하지 않을 수 있고 과도한 자본비용의 지출을 유발할 수 있음.
- 우리나라 RBC제도는 회사실적과 산업실적에 따라 위험계수를 조정하고 있지만 근본적 해결방법은 되지 못함.
- 이러한 공평성문제를 실증하여 각 보험회사의 특성을 고려하는 '내부

모형인증제도' 도입으로 자본적정성의 제고가 필요함을 보이고자 함.

2. 연구 범위 및 방법

가. 연구 범위

- ☐ 본 연구는 질병이나 상해 발생시 실제로 발생한 의료비를 보상해 주는 실손의료비보장보험의 보험리스크에 대한 연구로 한정함.
- ☐ 민영건강보험 상품은 위험률을 매년 갱신하는가의 여부에 따라 갱신상품과 비갱신상품으로 나눌 수가 있으나 구분하지 않은 자료를 분석함.
 - RBC제도는 위험계수 산출과정에서는 갱신과 비갱신을 구분하지 않고 산출 후에 갱신과 비갱신의 비중에 따라 위험계수를 조정함.
 - 갱신조정률은 갱신주기가 3년 이하, 3년 초과 5년 이하인 경우로 나누어서 조정하고 5년을 초과하는 경우는 비갱신형으로 분류함.
 - 이러한 조정은 실무자의 몫으로 남겨둠.
- ☐ 보험리스크는 단기와 장기로 나눌 수 있으나 단기리스크에 한정함.

나. 연구방법

- ☐ 본 연구는 동학적이면서 확률론적인 방식을 중심으로 이론과 실증분석을 병행하고 사례연구를 위하여 방문조사를 실시함.
- ☐ 동학적이면서 확률론적인 방식인 시뮬레이션과 푸리에(Fourier) 변환을 이용하는 모형을 중심으로 연구를 진행함.
 - 시뮬레이션법은 경험데이터의 평균과 분산을 가지고 불확실성리스크

를 반영한 총손해액 분포를 가정된 분포에 근사시키는 방법임.

- IAA가 권고한 시뮬레이션 모형은 불확실성모수를 일률적으로 모든 보험종목에 적용하는 모형이어서 각 보험종목별 특성을 반영할 수 없는 단점이 있으므로 이를 보완하고자 각 보험종목별 특성을 반영하는 모수추정법을 적용하여 시뮬레이션 모형을 발전시키고자 함.
- 푸리에 변환법은 원자료를 가지고 불확실성리스크를 반영한 총 손해액 분포를 직접 산출하는 방법임.
 - 푸리에 변환법은 내부모형으로 활용할 가치가 있기 때문에 본 연구는 여러 문헌들을 참조하여 실증분석이 가능하도록 푸리에 변환법의 이론적 모형을 구축하고자 함.
- 실손형 민영건강보험에 대한 FY2005부터 FY2007까지 3년간의 실제 데이터를 대형4개사와 중소형사로 분리해서 분석함.

II. 민영건강보험과 자기자본 규제제도

1. 자기자본규제 제도의 연혁

가. 자기자본규제 제도의 개요

- 감독자는 일반적으로 예상되는 지급보험금에 대해서는 책임준비금으로 지급능력을 확보하고, 예상치 못한 사건에 의한 손실은 2차적 안정장치인 자기자본(요구자본)으로 지급능력을 확보하도록 규제함.

나. 생명보험

- 자기자본에 관한 규정은 1994년 6월에 처음 마련되었으며 자기자본을 매 사업년도 말 현재 100억 원 이상으로 유지하도록 한 것이었음.
- 그 후 여러 번의 개정 과정을 거쳐 2008년 현재는 1999년 5월 도입된 EU식 자기자본규제 제도로 요구자본량을 산출하고 있음.
- 생명보험 지급여력 기준액 = (순보험료식 책임준비금 - 해약공제액) × 책임준비금 위험계수(4%) + 위험보험금 × 보험위험계수(보통 0.3%)

다. 손해보험

- 1986년 제정된 「보험계약자잉여금 및 재보험관리규정」은, 연간보유보험료 총액이 보험계약자잉여금의 500%를 초과할 수 없도록 규정함.
- 1998년 4월 1일부터 EU식 자기자본규제제도를 도입함.
- 보험종목을 크게 일반손해보험과 장기손해보험으로 구분하고 있음.
- 일반손해보험 지급여력 기준액 = Max[보험료기준 산출금액, 보험금기준 산출금액], 여기서 보험료기준 산출금액은 1년간 보유보험료 × 17.8%, 보험금기준 산출금액은 대차대조표일 이전 3년 평균 발생손해액 × 25.2%임.
- 장기손해보험 지급여력 기준액 = (책임준비금 - 계약자이익배당준비금 - 해약공제액) × 4% + 보험위험에 대한 지급여력기준금액, 여기서 보험위험에 대한 지급여력기준금액은 일반손해보험과 동일하게 산출함.

라. 민영건강보험

- ☐ 민영건강보험을 위한 별도의 자기자본규제제도는 마련되어 있지 않음.

2. RBC 제도

가. RBC제도의 개요

- ☐ 우리나라는 2009년 4월부터 RBC제도를 시행함.
- RBC제도는 리스크별 위험계수 산출, 경감사유에 따른 위험계수의 조정, 위험계수에 익스포저를 곱하여 요구자본량 산출, 가용자본량 산출, 지급여력비율(가용자본량/요구자본량)에 따른 감독조치가 주요내용임.

$$\text{위험계수} = \frac{TVaR_{\alpha} - \mu}{\mu}$$

여기서 TVaR(Tailed Value at Risk)는 미리 정해진 신뢰수준(α)을 넘어서는 손실들(losses)의 평균값으로 정의되고, μ 는 손실들의 평균

- 개별 리스크 간의 분산효과를 반영하여 총 요구자본량을 결정함.
- ☐ 우리나라 RBC제도는 보험리스크의 경우 생명보험(장기손해보험)과 일반손해보험 두 가지로 구분하여 위험계수 산출 공식을 적용함.
- 생명보험, 장기손해보험, 일반손해보험 각각에 대해서 다른 위험계수를 적용하며 실손형 민영건강보험은 별도로 고려하고 있지 않음.

나. 표준모형

- ☐ 우리나라 RBC제도는 모든 보험회사에게 일률적으로 동일한 위험계수를 적용하는 표준모형에 해당함.

- 표준모형이라 함은 감독자가 자본량 산출을 위한 리스크의 종류, 측정방법(모형, 측정기간, 신뢰수준 등), 상관계수 등에 대한 구체적인 기준을 제시하여 설정한 모형을 말함.
 - 각 보험산업의 모든 회사에 일률적으로 위험계수 등을 적용하여 자본량을 산출함.
 - 요구자본량 산출용 표준모형은 매우 다양한 보험회사에 적용되도록 의도되었기 때문에 일반적으로 보수적임.
 - 일부 보험회사의 자본량은 과도하게 산출될 수 있어서 자본규제가 공평하지 않을 수 있고 보험회사가 능동적으로 위험과 자본관리를 하도록 유인을 제공하지 못할 수 있음.
- 표준모형은 다음과 같이 분류될 수 있음.
- 가장 단순한 표준모형은 고정비율 방식인 EU식 요구자본량 산출법처럼 리스크 노출액에 하나의 위험계수를 곱함.
 - 약간 더 복잡한 표준모형은 요구자본량을 리스크별로 구분하여 결정하기 위해 보험회사의 리스크를 세분화하되 개별회사의 고유한 환경을 고려하지 않는 산업전반의 기준을 적용함.
 - 우리나라 RBC제도는 이에 해당함.
 - 이보다 더 복잡한 표준모형법은 표준모형법에 기초한 회사 고유의 내부모형을 이용하는 것임.
 - 예를 들어, 보험회사가 표준화된 계산 모형에 자사의 기대 빈도 및 심도 자료를 입력함.
 - 본 연구에서 제시하는 불확실성 리스크에 대한 시뮬레이션 모형은 이에 해당한다고 할 수 있음.

다. 내부모형

- ☐ 우리나라는 2011년 도입을 목표로 ‘내부모형인증제도’를 준비 중에 있음.
 - 내부모형이란 보험회사가 전체적인 리스크 상태를 분석하고 위험액을 측정하며 그러한 위험액을 충족시키기 위해서 요구되는 경제적 자본을 결정하기 위해서 구축한 리스크관리체계를 말함.
 - 본 연구는 표준모형법에 기초하지 않은 회사 고유의 내부모형으로 불확실성 리스크에 대한 푸리에 변환모형을 제시할 것임.
 - 동 제도의 도입으로 경제적 혹은 규제적 자본의 적정성이 제고될 것으로 판단함.
- ☐ 내부모형은 감독자의 승인 하에 요구자본량의 결정을 위해서 사용될 수 있음.
- ☐ 내부모형은 보험사 경영상의 의사결정을 위한 중요한 도구의 역할을 함.
 - 전사적 리스크관리시스템에서 보험회사 자신의 리스크와 지급여력 평가 과정 중에 내부모형은 위험과 자본관리를 통합시키는 역할을 함.
 - 내부모형은 보험료의 결정에 사용될 수 있고, 자산관리기능의 일부로 써 혹은 재보험 계획의 분석에 사용될 수 있음.
 - 또한 영업활동의 변화, 새로운 사업의 계획, 합병 등 사업변동의 효과를 분석하는데 이용될 수 있음.

라. RBC제도와 민영건강보험

- ☐ 우리나라 현행 RBC제도는 민영건강보험을 별도로 고려하고 있지 않음.

3. 우리나라의 보험리스크 측정 및 평가모형 운용사례

- 대표적 손해보험회사의 경우를 보면 보험종목을 자동차보험, 장기보험, 일반보험으로 분류하여 각각에 대해서 별도의 모형을 구축하고 있으나 민영건강보험 모형은 별도로 운용하지 않고 있음.
- 생명보험회사들은 2008년 현재 보험리스크를 측정할 때 사망률과 이환률의 수준불확실성(level uncertainty), 추세불확실성(trend uncertainty), 대재해(Calamity) 리스크로 분리해서 1년 단위로 측정하고 있고 민영건강보험에 대해서는 별도의 모형을 운용하고 있지 않음.

III. 민영건강보험 보험리스크의 측정 및 평가모형

1. 민영건강보험의 특징

- 우리나라 EU식 제도와 RBC제도 모두 민영건강보험에 대해서는 별도의 모형이나 기준을 두고 있지 않아서 보험회사의 민영건강보험에 대한 위험과 자본관리 능력의 발전을 유인하고 있지 못함.
- 무엇보다도 민영건강보험을 위한 위험액 측정 모형의 구축이 필요함.
- 생명보험의 경우는 사망률, 상해 및 질병 발생률이 핵심 리스크이고 민영건강보험은 사망이 정의상 제외되기 때문에 사망률 리스크가 발생하지 않고 상해 및 질병 발생률 리스크가 핵심을 이룸.
- 손해보험은 재보험, 대재해, 인플레이션 등을 모형에 감안하지만 민영건강보험은 현재 별도로 재보험에 가입하지 않고 있고, 대재해에 대해 별도의 준비금을 적립하지 않고 있으며, 손해보험은 대체로 일반인플레이

선을 고려하는 반면, 민영건강보험은 의료인플레이션을 고려함.

- 우리나라 RBC 모형은 장기손해보험에서 보험사고 발생 후 보험금의 지급까지의 기간이 길지 않기 때문에 준비금리스크는 고려하지 않고 있음.

2. 리스크의 발생형태

- 실제 부채를 최량추정치로부터 벗어나게 하는 리스크는 변동성, 불확실성, 극단 사건 혹은 대재해 리스크의 세 가지로 구분함.
 - 변동성 리스크의 측정 및 평가 과정에서는 개별 보험사고가 독립적인 것으로 가정하고 불확실성 리스크의 경우는 종속적인 것으로 가정함.
- 변동성 리스크 : 모집단 평균 피보험자의 기대부채는 정확히 추정하였음에도 불구하고 특정 대상기간 동안 클레임의 심도와 빈도가 최량추정치와 달라질 리스크
 - 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시킴으로써 평균적인 보험금 청구액의 변동성을 감소시킬 수 있음.
- 불확실성 리스크 : 피보험자 1인당 기대부채가 현시점에서 잘못 추정되었거나, 정확히 추정했지만 시간에 따라 변화하는 리스크
 - 보험금 관련 모형설정이 잘못되었거나(model error 리스크) 모형의 모수가 잘못 추정되었을 때(parameter error 리스크) 나타나는 리스크
 - 리스크 풀이 커지면서 감소될 수 있기 때문에 분산 가능함.
- 극단적 사건 리스크 : 통상적 패턴에서 벗어난 1회성 보험사고 리스크
 - 손실의 크기를 확정하기 어렵기 때문에 보유해야 할 자본량도 확정하기 어려운 한 번의 충격

3. 변동성 리스크

- 개별 보험사고가 독립적인 것으로 가정하고 총손해액 분포를 복합포아송분포로 가정하여 평균, 분산, 왜도를 계산하고 Normal Power Approximation(NPA)을 이용하여 위험액을 산출함.
- 주어진 기간(대개 1년)에 걸친 총손해액의 변동성리스크를 Normal Power Approximation(NPA)을 이용하여 측정하고자 함.
- 포아송분포를 따르는 N 을 청구건수, 비음 양의 정수인 확률변수 X_i 를 i 번째 ($i = 1, 2, \dots, N$) 청구의 크기, 일련의 비음 확률변수 S 는 단위기간 당 총손해액이라 하면, 복합포아송분포를 따르는 S 는

$$S = \begin{cases} \sum_{i=1}^N X_i & \text{if } N \geq 1, \\ 0 & \text{if } N = 0, \end{cases}$$

- 이 분포의 왜도를 이용하는 방법인 NPA를 대안으로 제시함.
- 먼저 S 의 기댓값 $E[S]$, 분산, 왜도(skewness)를 추정함.

$$\begin{aligned} E[S] &= E[N]E[X_i] \\ Var[S] &= E[N]E[X_i^2] \\ Skewness[S] &= E[N]E[X_i^3] / Var[S]^{3/2} \end{aligned}$$

- α 를 신뢰수준(예, 0.99)이라고 하고 q_α 를 손해액밀도함수(loss density function)의 α -quantile이라고 하면, q_α 가 신뢰수준 α 에서의 VaR값이 되며 이는 NPA를 통해 아래와 같이 구해질 수 있음.

$$q_\alpha(\gamma) = \mu + \sigma(y_\alpha + \frac{1}{6}\gamma_1(y_\alpha^2 - 1))$$

여기서, μ 는 총손해액 분포의 평균, σ 는 표준편차, γ_1 는 S 의 왜도

□ $TVaR_\alpha$ 산출을 위해서는 다음 공식을 이용할 수 있음.

- $TVaR_\alpha$ 의 구체적인 형태는 $TVaR_\alpha = E\{s | s \geq VaR_\alpha\}$ 으로 정의됨.
- 확률변수 S 의 관점에서 보면 TVaR에 해당하는 S 의 범위는 VaR_α 부터 ∞ 까지이며, S 가 움직일 때 확률의 변화분은 누적분포함수의 변화분 $dF(s)$ 이므로 다음과 같이 정의됨.

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} s dF(s)$$

4. 불확실성 리스크

가. 시뮬레이션

1) 시뮬레이션 모형

- 시뮬레이션 모형은 원자료 대신 평균과 분산을 가지고 개별 보험사고간 종속성으로 인한 불확실성 리스크를 반영한 총손해액 분포를 가정된 확률분포에 따라 근사시키는 방법임.
- 각 종목의 클레임 건수와 심도로 총손해액을 표현(Collective Risk Model: CRM)하여 빈도와 심도분포 각각에서 모수불확실성이 발생함.
- 불확실성모수에 의해서 생성된 보험종목 간 의존성을 조정하는 것이 용이하지 않음.
- 국제보험계리사회(IAA)가 제안한 시뮬레이션 모형을 보면 다음과 같음.

1. 지급보험금(claim payments)이 불확실한 각 보험종목 i 에 대해서
 - 평균이 1, 분산이 c 인 감마분포로부터 한 보험종목에 대해서 하나의

수(a random number) χ_i 를 선택한다.

- 평균이 $\chi_i \lambda_i$ 인 포아송분포로부터 한 보험종목 i 에 해당하는 하나의 클레임 건수 K_i 를 선택하라. 그러면 한 종목에 하나의 K 가 생성된다. 여기서 χ_i 는 확률적 클레임빈도승수라고 하고, λ_i 는 기대클레임 건수이다.
- 각 보험종목 i 에 대해서 그리고 클레임 건수 $k = 1, \dots, K_i$ 에 대해서, 평균 μ_i , 그리고 표준편차 σ_i 인 로그정규분포로부터 하나의 클레임 크기, Z_{ik} , 를 선택하라. μ_i (expected claim severity)와 σ_i (variance of the claim severity distribution)는 개별 보험사고에 대한 심도분포(로그정규분포)의 모수가 된다. 한 보험종목 i 의 클레임 건수가 K_i 개라면 Z_i 의 선택 과정은 K_i 번 반복된다.

$$2. X_i = \sum_{k=1}^{K_i} Z_{ik}, \text{ 보험종목 } i \text{의 손해액}$$

K_i 는 종목내의 접촉의존성이 반영된 숫자이므로 보험종목 i 의 손해액에 이것이 반영된다.

3. 균일분포(a uniform distribution: (0, 1))로부터 하나의 수 p 를 선택하라. 각 종목 i 에 대해서 p^{th} 퍼센타일이 되도록 β_i 를 선택하라. 여기서 규모모수(scaling parameter) β_i 는 $E[\beta_i] = 1$ 그리고 $Var[\beta_i] = b_i$ 인 감마 분포를 갖는다. b_i 는 혼재모수(mixing parameter)라고 하고 클레임 심도 분포의 모수불확실성의 척도이다. b_i 는 각 보험종목 손해액에 영향을 주는 경제적 환경의 불확실성(systemic risk)을 계량화 하는 모수가 된다.

$$4. X = \sum_i \beta_i X_i, \text{ 보험회사의 손해액}$$

각 종목내의 보험사고 사이의 의존성이 클레임 건수에 반영되고 심도의

모수불확실성이 반영된 보험회사 손해액이다.

□ 위 모형의 주요변수의 평균과 분산은 다음과 같음.

$$E[X_i] = \lambda_i \mu_i$$

$$E[X] = \sum_i E[X_i]$$

$$Var[X_i] = \lambda_i \sigma_i^2 + \mu_i^2 (\lambda_i + c_i \lambda_i^2)$$

$$Cov[X_i, X_j] = 0 \text{ for } i \neq j$$

$$Var[\beta_i X_i] = (1 + b_i) [\lambda_i \sigma_i^2 + \mu_i^2 (\lambda_i + c_i \lambda_i^2)] + b$$

$$Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j] = (\rho_{ij} \sqrt{b_i}) \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j \cdot (\rho_{ij} \sqrt{b_j}) \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j, \rho_{ij} = 1 \text{ 로 가정}$$

$$Var[X] = \sum_i \sum_j Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j]$$

2) 시뮬레이션 모형의 모수추정

□ 모수 b_i 와 c_i 는 별도의 추정이 필요하고 감독자가 결정해서 보험회사들에게 제공해야 함.

□ IAA(2004)는 연간 손해율과 의료인플레이션을 가지고 심도모수(b_i)를 추정하는 방법을 제안한 바 있음.

○ 의료인플레이션율은 각 보험종목에 공통적으로 적용되므로 각 종목의 특성을 반영하고 있지 않으며, 심도의 불확실성이 단지 의료인플레이션에서 기인한다는 가정하에 b_i 를 추정하는 문제점을 가지고 있음.

□ 본 연구는 종목별 특성을 반영하는 추정법을 시뮬레이션 모형에 적용하여 IAA(2004)가 제안한 시뮬레이션 모형을 발전시키고자 함.

○ 관찰 기간이 r 인 경우 $i = 1, \dots, r$ 에 대해 N_i 를 i 번째 해의 사고건수라

고 하면 위험노출(exposure 또는 premium)을 나타내는 e_i 는 상수 R 에 대해 $e_i = R \cdot E[N_i]$ 의 관계가 있으므로 $\hat{\lambda}_1 = (1/r) \sum_{i=1}^r N_i \cdot (e_1/e_i)$ 그리고 $V = \sum_{i=1}^r ((e_1/e_i) \cdot N_i - \hat{\lambda}_1)^2$ 라고 할 때 $c_j, j = 1, \dots, k$ 는 아래와 같이 추정됨.

$$\hat{c}_j = \frac{V - (r-1)/r \sum_{i=1}^r (e_1/e_i) \cdot \hat{\lambda}_1}{(r-1) \cdot \hat{\lambda}_1^2}$$

○ $X_1, \dots, X_r$ 를 r 개의 독립적인 총손해액, $A_i = X_i/N_i$ 를 평균 건당지급 보험금, $N = \sum_{i=1}^r N_i$ 로 정의하고, $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^r X_i/N$ 는 $E[Z]$ 의 추정치, $\hat{\sigma}^2$ 는

$Var[Z]$ 의 추정치, 그리고 $W = \sum_{i=1}^r N_i \cdot (A_i - \hat{\mu})^2$ 로 정의하면

$$\hat{b}_j = [W - (r-1) \cdot \hat{\sigma}^2] / [(r-1) \cdot \hat{\sigma}^2 + \hat{\mu}^2 \cdot (N - (1/N) \sum_{i=1}^r N_i^2)]$$

○ 추정량(estimators) $\hat{c}_j$ 는 작은 r 과 작은 N_i 에 대해서도 (예, $r = 5$, $N_i = 250,000$) 상당히 정확한 추정치를 보이지만 $\hat{b}_j$ 는 작은 r 에 대해서는 N_i 가 클수록 (예; $N_i = 1,000,000$) 정확도가 향상됨.

나. 로그정규분포를 가정한 시뮬레이션 모형의 TVaR 측정

□ 경험 데이터를 이용하여 심도에 대한 로그정규분포의 평균과 분산을 추정하고 불확실성 모수 b_i, c_i 들을 결정하여 시뮬레이션 모형의 손해액분포의 평균과 분산에 대입하여 TVaR을 산출함.

○ 시뮬레이션보다 간편하지만 ‘model error risk’가 있을 수 있음.

□ 로그정규분포의 모수는 다음과 같이 추정함.

$$\text{분산: } \hat{\tau}_i^2 = \ln[\sigma_i^2/\mu_i^2 + 1], \quad \text{평균: } \hat{v}_i = \ln\mu_i - \hat{\tau}_i^2/2$$

- 클레임당 일정액(r)을 초과하는 부분을 보장하는 재보험이 있는 경우 로그정규분포의 모수(v_i, τ_i) 추정법은 다음과 같음.

$$E[(X_i \wedge r)] = \exp(v_i + \frac{1}{2}\tau_i^2)\Phi(\frac{\ln r - v_i - \tau_i^2}{\tau_i}) + r[1 - F(r)]$$

$$Var[(X_i \wedge r)] = E[(X_i \wedge r)^2] - E^2(X_i \wedge r)$$

$$\text{여기서 } E[(X_i \wedge r)^2] = \exp(2v_i + 2\tau_i^2)\Phi(\frac{\ln r - v_i - 2\tau_i^2}{\tau_i}) + r^2[1 - F(r)]$$

□ 두 번째, 보험회사는 각 보험종목에 대해서 기대클레임건수의 추정치, λ_i , 를 제시함.

- 이 추정치는 보험회사의 각 종목에 재보험이 없는 경우 기대손해액 추정치를 기대클레임의 심도로 나누어서 산출함.

□ 이상의 정보는 $E[X] = \sum_i E[X_i]$, $Var[X] = \sum_i \sum_j Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j]$ 을 계산하기 위해 필요함.

□ 세 번째, α^{th} 퍼센타일에서 로그정규분포($\Phi(z)$)의 VaR_α 을 계산함.

- $\Phi(z), z = \frac{\ln x - v}{\tau}$ 이므로, $\alpha = 0.99 = \Phi(z)$ 일 경우 표준정규분포표로부터 $\frac{\ln x - v}{\tau} = 2.32$, $VaR_{0.99} = x = e^{\hat{v} + 2.32\hat{\tau}}$ 을 얻을 수 있음.

- 추정된 로그정규분포의 평균($v = E[X]$)과 분산($\tau = Var[X]$)을 대입하며, 여기서 재보험이 있는 경우라면 그 경우의 분산과 평균을 대입함.

- 네 번째, 로그정규분포의 Limited Expected Value, $E[X \wedge VaR_\alpha]$ 를 계산함.
- 마지막 단계, $TVaR_\alpha = VaR_\alpha + \frac{E[X] - E[X \wedge VaR_\alpha]}{1 - \alpha}$ 을 계산함.

다. 푸리에 변환 모형

- 푸리에 변환법은 개별 보험사고간 종속성으로 인한 불확실성 리스크를 반영한 총손해액 분포를 원자료를 이용하여 직접 산출함.
- 보험종목 간 의존성의 조정이 시뮬레이션법 보다 상대적으로 용이함.
- 푸리에 변환은 특성함수 $\phi_X(t) = E[e^{itX}] = P_X(e^{it})$ 에 의한 변환을 말하며 보험종목이 한 종목인 경우 손해액의 합 X 의 푸리에 변환은 $\phi_X(t) = E[(\phi_Z(t))^K] = P_K(\phi_Z(t))$ 로 나타낼 수 있음.
- 여기서 $P_X(t) = E[t^X]$ 이며 확률생성함수를 나타냄.
- 위와 같이 구한 특성함수에 역변환을 취하여 손해액의 분포를 계산함.
- 보험종목이 다종목인 경우 종목간 종속관계가 외부변수 θ 에 의해 사고발생건수에서만 발생한다고 가정하는 경우, 총 손해액($X_1 + \dots + X_n$)의 푸리에 변환은 다음과 같음.

$$\phi_{X_1 + \dots + X_n}(t) = E\left(\prod_{i=1}^n P_{K_i}(\phi_{Z_i}(t)) | \theta\right)$$

- 결과적으로 총 손해액의 특성함수는 각 종목별 사고발생 건수 $K_1, \dots, K_n$ 의 비조건부 결합확률생성함수

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = E\left(\prod_{i=1}^n P_{K_i}(t_i) | \theta\right)$$

에 각 종목별 손해액의 특성함수를 대입함으로써 계산할 수 있고, 이 특성함수를 역변환 함으로써 총 손해액의 분포를 얻을 수 있음.

- 예를 들어 각 종목별 사고발생 건수 $K_1, \dots, K_n$ 에 대하여 각 K_i 가 주어진 θ 에 대해(조건부인 경우) 평균이 $\theta\lambda_i$ 인 포아송분포를 따르며 서로 독립인 경우(Common Poisson Mixtures),

결합확률생성함수 $P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = M_\theta(\lambda_1(t_1 - 1) + \dots + \lambda_n(t_n - 1))$,
한계확률생성함수 $P_{K_i}(t_i) = M_\theta(\lambda_i(t_i - 1))$ 이 됨.

- 왜곡(Distortion)함수를 이용하여 Common Poisson Mixtures를 일반화할 수 있으며, 이 경우 왜곡함수는 음이 아닌 확률변수 θ 의 적률생성함수의 역함수를 사용할 수 있음.

- 어떤 함수 g 의 컨벌루션 $g \circ P_{K_1, \dots, K_k}$ 가 컨벌루션 $g \circ P_{K_j}$ 들로 결정된다고 볼 수 있고 한계(marginal) 분포들이 독립이라면 결합확률생성

함수는 $P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = g^{-1}\left\{\prod_{i=1}^n g \circ P_{K_i}(t_i)\right\}$ 로 쓸 수 있음.

- 이를 로그변환하면 $P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = h^{-1}\left\{\sum_{i=1}^n h \circ P_{K_i}(t_i)\right\}$ 이 되며, 이 때 $h(u) = M_\theta^{-1}(u)$ 라고 하면 Common Poisson Mixtures(CPM) 모형의 결합확률생성함수와 같은 형태가 됨.

- 결과적으로 일반적인 형태인 왜곡법은 어떤 왜곡함수가 사용되어야 하는지가 문제로 남는데, 여기에서는 CPM에서의 결과가 왜곡법의 예가 될 수 있음을 보이고 결과적으로 음이 아닌 확률변수 θ 의 적률생성함수의 역함수가 왜곡함수로 사용될 수 있음을 보인 것임.

- 구체적으로 θ 의 분포가 감마분포를 따르며 K_i 는 음이항 분포를 따르다고 가정하면 계산 가능한 형태의 결합확률생성함수를 구할 수 있으며,

이를 이용해 총 손해액의 특성함수를 구할 수 있음.

- θ 의 한계분포가 $M_\theta(t) = (1-t)^{-1/\omega}$ 인 Gamma($1/\omega, 1$)분포를 따른다면 왜곡함수 $h(u) = 1 - u^{-\omega}$ 가 되며, 따라서 K_i 의 결합확률생성함수는 $P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = \{ \sum_{i=1}^n P_{K_i}(t_i)^{-\omega} - n + 1 \}^{-1/\omega}$, $\omega \neq 0$ 가 됨.

- 여기에 K_i 가 모수 α_i, β_i 인 음이항분포를 따른다면 결합확률생성함수는

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = \{ \sum_{i=1}^n [1 - \beta_i(t_i - 1)]^{\alpha_i \omega} - n + 1 \}^{-\frac{1}{\omega}}, \quad \omega \neq 0 \text{ 이 됨.}$$

- 결과적으로 이 경우 총 손실의 특성함수는 아래와 같이 나타나며,

$$\phi_X(t) = \{ \sum_{i=1}^n [1 - \beta_i(\phi_{Z_i}(t) - 1)]^{\alpha_i \omega} - n + 1 \}^{-\frac{1}{\omega}}, \quad \omega \neq 0$$

이 식의 역푸리에 변환을 통해 총 손실의 분포를 구할 수 있음.

- 각 보험종목 j 에 해당하는 모수 $c_j = 1/\alpha_j$ 는 별도의 추정이 필요함.

- 시뮬레이션 모형에서 설명되었던 추정법을 적용시킬 수 있음.

VI. 실증 측정 및 평가 결과

1. 데이터

- FY2005부터 FY2007까지 3개년의 장기손해보험 실손형 민영건강보험 실적을 분석대상으로 함.
- 경과위험보험료는 FY2005에 5,128억 원, FY2006에 6,522억 원, FY2007에 8,613억 원을 기록하여 FY2007에 전년대비 32% 성장함.

- 지급보험금 규모는 FY2006에 7,163억 원, FY2007에 9,470억 원을 기록했고, 지급률은 경과위험보험료 기준으로 FY2006에 109.8%, FY2007에 109.9%를 기록하여 FY2007에는 전년에 비해 변동이 없었음.
 - 대표적인 상품인 상해의료비보장보험의 사고건당 지급보험금은 FY2005에 41만원, FY2006에 36만원, FY2007에 35만원 수준으로 비교적 소액이고 감소 추세에 있음.
- 본 연구는 대형4개사와 중소형사로 데이터를 분리하여 분석함.

2. 실증 측정 및 평가 결과

가. 변동성 리스크

- 각 종목내의 개별 클레임이 독립적이고 복합포아송분포를 따른다고 가정하고 NPA를 이용하여 $TVaR_{0.99}$ 을 기준으로 위험계수를 측정함.
- 위험계수가 대형4개사의 경우에 0.00395, 중소형사의 경우에 0.0072로 추정되어 대형4개사의 것이 더 작음.
- 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시킴으로써 평균적인 보험금 청구액의 변동성이 감소되고 있기 때문인 것으로 평가함.
- 동일한 위험계수를 모든 보험회사에게 적용하면 대형회사는 과도한 자본량을 산출할 것임.

<요약 표 1> NPA를 이용한 변동성 추정결과

(단위: 억원)

	산업	대형4개사	중소형사
E[S]	9,560.8	7405.0	2,182.6
Var[S]	1.47219E+10	1.12177E+10	3.25055E+9
Skewness[S]	0.00511	0.00559	0.00882
VaR	9,589.1	7,429.7	2,195.9
TVaR	9,594.3	7,434.3	2,198.3
위험계수	0.00350	0.00395	0.00722

나. 불확실성 리스크

- ☐ 시뮬레이션 모형과 시뮬레이션 모형을 로그정규분포로 가정할 경우의 계산방법, 그리고 푸리에 변환 모형을 가지고 $TVaR_{0.99}$ 를 추정함.
- ☐ 세 가지 방법 모두에서 대형4개사의 위험계수가 중소형사의 그것보다 작게 추정되고 있음.
 - 시뮬레이션 결과를 보면 대형4개사의 경우 위험계수가 0.3747로 추정되었고 중소형사의 경우는 0.4053로 추정되었음.
 - 푸리에 변환 결과를 보면 대형4개사의 경우 위험계수가 0.3249로 추정되었고 중소형사의 경우는 0.3346로 추정되었음.
- ☐ 리스크의 풀이 커지면서 리스크의 분산이 가능하고 리스크의 분산 효과를 측정모형에 적절히 반영하여 나타나는 결과라고 평가됨.
 - 변동성 리스크의 측정 결과에서와 같이 동일한 위험계수를 모든 보험 회사에게 적용하면 대형회사는 과도한 자본량을 산출할 것임.

<요약 표 2> 불확실성 위험계수 추정결과

(단위: 억원)

구 분	대형4개사		중소형사	
	TVaR	위험계수	TVaR	위험계수
시뮬레이션	9,025.0	0.3747	3,041.0	0.4053
로그노말 가정 시뮬레이션	8,470.9	0.2904	3,011.4	0.3917
푸리에 변환	8,698.0	0.3249	2,888.0	0.3346

V. 결론 및 시사점

- 현행 RBC 제도의 결정론적인 시나리오 방식을 동학적이고 확률론적 방식으로 전환할 필요가 있음.
 - 시나리오 방식은 임의적인 결과를 산출하고, 리스크 풀의 규모, 위험 분산효과 등을 고려하지 않는 문제가 있으나 동학적이고 확률론적인 접근은 이를 개선함.
- 본 연구는 실손형 민영건강보험의 보험리스크에 대한 모형을 연구되다소의 수정을 한다면 손해보험의 전반에 걸쳐서 이용할 수 있도록 동학적이고 확률론적 모형을 구축함.
 - 실제 부채를 최량추정치로부터 벗어나게 하는 보험리스크를 변동성, 불확실성, 극단사건 리스크의 세 가지로 구분하여 모형을 구축함.
 - 변동성리스크에 대해서는 각 보험사고가 독립적이고 총손해액 분포가 복합포아송분포를 따른다고 가정하고 평균, 분산, 왜도를 이용하는 Normal Power Approximation(NPA) 방식을 제시했음.
 - 불확실성 리스크에 대해서는 각 보험사고가 의존적이라고 가정하고 시뮬레이션을 이용한 방법, 로그정규분포를 가정한 시뮬레이션 모형

의 계산방법, 푸리에 변환을 이용하는 방법을 이론적으로 제시하였음.

- 시뮬레이션법은 경험데이터의 평균과 분산을 가지고 불확실성 리스크를 반영할 경우의 총손해액 분포를 가정된 분포에 따라 근사시키는 방법을 사용하므로 원자료의 확보가 어려운 경우에 이용 가능한 반면 보험종목 사이의 의존성의 조정이 용이하지 않음.

· 본 연구는 IAA가 권고한 시뮬레이션 모형은 불확실성 리스크 모수를 일률적으로 모든 보험종목에 적용하는 모형이어서 각 보험종목별 특성을 반영할 수 없는 단점이 있으므로 본 연구는 이를 보완하고자 각 보험종목별 특성을 반영하는 모수추정법을 적용하여 IAA 시뮬레이션 모형을 발전시킴.

- 로그정규분포를 가정한 시뮬레이션 모형의 계산법은 경험데이터를 이용하여 로그정규분포의 평균과 분산, 불확실성리스크 모수를 계산하고 시뮬레이션 모형의 평균과 분산에 대입한 결과를 이용하여 위험액을 산출하므로 간편하지만 'model error risk'가 있을 수 있음.

- 푸리에 변환법은 불확실성 리스크를 반영할 경우의 총손해액 분포를 직접 산출하는 방법이므로 원자료의 확보가 필요한 반면 의존성의 조정이 용이하며 내부모형으로 활용할 수 있다는 특징이 있음.

· 여러 문헌을 참조하여 실증분석이 가능하도록 모형을 구축함.

- 극단사건 리스크는 민영건강보험의 경우 모형화가 가능하지 않고 실무적으로 고려하지 않고 있기 때문에 논의에서 제외했음.

□ 위에서 구축된 모형의 적합성을 검증하고자 대형4개사와 중소형사로 구분한 실손형 민영건강보험에 대한 실제 데이터를 이용하여 위험계수를 실증 측정한 결과로부터 모형이 적합함을 알 수 있었음.

- 시뮬레이션 결과를 보면 대형4개사의 경우 위험계수가 0.3747, 중소형사의 경우는 0.4053로 추정되었음.

- 푸리에 변환 결과를 보면 대형4개사의 경우 위험계수가 0.3249, 중소형사의 경우는 0.3346로 추정되었음.
- EU식 위험계수는 약 0.29, 그리고 RBC제도의 장기손해보험 질병보험은 0.382인 것과 비교해 보면 본 연구의 모형이 적절히 구축되었으므로 활용할 가치가 있음을 시사함.
- 실증분석 결과는 대형4개사의 위험계수가 중소형사보다 작았음.
 - 변동성 리스크의 경우는 대형4개사의 위험계수가 중소형사보다 작게 산출되었고 이것은 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시키면 평균적인 보험금 청구액의 변동성이 감소되기 때문으로 평가함.
 - 불확실성 리스크를 측정하기 위한 세 가지 방법 모두에서 대형4개사의 위험계수가 중소형사보다 작게 산출되었고 이것은 리스크의 풀(pool)이 커지면서 리스크의 분산이 가능했기 때문으로 평가함.
 - 이는 요구자본을 산출하기 위해 모든 보험회사에게 동일한 리스크계수를 적용(표준모형)하면 규제가 공평하지 않을 수 있으므로 '내부모형 인증제도'를 도입할 필요가 있음을 시사함.
- 본 연구의 실증분석은 보험가격리스크에 대한 것이었으나 준비금리스크는 데이터가 있다면 어렵지 않게 모형에 삽입하여 반영할 수 있음.
- 이론적인 모형에 관한 것은 다소의 수정을 가한다면 손해보험회사의 다른 보험종목에 적용이 가능하므로 추후 자료의 확보가 가능하다면 손해보험회사 전반에 걸쳐서 적용해 보고 결과를 활용할 수 있기를 바람.

I. 서론

1. 연구 배경 및 목적

최근 금융위기와 같은 상황에서는 보험회사가 지급불능 상태에 이르게 할 수 있는 위험액을 합리적인 방법으로 측정 및 평가하여 그에 상응하는 자본량을 보유하는 것이 더욱 중요할 것이다. 위험액을 하회하는 자본량의 보유는 지급불능 상태를 발생시킬 수 있고, 위험액을 상회하는 자본의 과다적립은 과도한 자본비용의 발생을 유발하여 보험회사의 재무건전성을 악화시킬 수 있기 때문이다.

이러한 자본량의 과부족에 따른 문제의 발생을 방지하기 위해서는 무엇보다도 위험액을 정확히 측정 및 평가하는 것이 필수적이다. 일반적으로 이를 위한 모형의 설계방식으로 정확적이면서 결정론적일 수 있고, 동학적이면서 결정론적, 그리고 동학적이면서 확률론적인 방식이 있을 수 있다.

정확적이면서 결정론적 방식(EU Solvency I, MCT, ECR)¹⁾은 대표적인 예가 EU식 지급여력제도가 채택하고 있는 고정비율(fixed ratios) 방식이다. 그것은 리스크에 대한 노출을 측정하기 위해 특정 대푯값(예, 보험금)에 일정비율을 곱하여 요구자본으로 산출하는 방식이다. 이 방식은 손해발생 위험이 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있다는 점과 리스크 종류별 그리고 보험종목별 손해의 의존성 등이 확률적으로 변화할 가능성이 있다는 점을 고려하지 않고 위험액을 산출하고 그에 상응하는 자본량을 적립하도록 요구한다. 장점으로는 적용이 쉽고, 결과 값을 이해하기 쉬우며, 직접적인 수치와 과거 자료를 이용하므로 주관성이 배제된다는 점을 들 수 있다. 단점으로는 산출된 요구자본에 대한 명확한 설명이 불가능하고, 요구자본 산출에 반영된 리스크가 제한적이

1) 영국의 제도는 'Solvency II'의 기본적인 방향과 일치하도록 설계하고 있고, 최저자본은 $\text{MAX}[\text{MCR}, \text{ECR}]$ 으로 산출한다. ECR(Enhanced Capital Requirements)는 보험회사의 리스크 프로파일을 반영한 요구자본이고, MCR(Minimum Capital Requirement)은 EU지침에 의한 최저기준이다. MCT(Minimum Capital Test)는 캐나다의 자기자본규제제도이다.

며, 리스크에 민감하지 않다는 점이 있다.

정확적인 방법은 어느 한 시점에서 위험액을 측정하는 방법이다. 그러나 자기자본규제의 근본적인 목적은 미래의 부실가능성을 줄이는데 있으므로 보험회사의 미래 재무상황을 투영하고 평가하는 방법인 동학적인 방법이 등장하게 된다.

동학적이면서 결정론적 방식(New York 7 scenarios, 미국의 자산적정성 분석,²⁾ 캐나다의 DCAT³⁾, 영국의 ICAS⁴⁾)은 대표적인 예로 시나리오방식(scenario-based approaches)을 들 수 있다. 시나리오방식은 미래 손실, 수입보험료, 책임준비금 적립, 대재해적 손실, 인플레이션, 이자율, 투자수익 등의 다양한 조합을 이용하여 결정론적 현금 흐름과 대차대조표의 미래 상태를 생성한다. 위험액과 요구자본은 최악의 시나리오를 근거로 산출된다. 이 방식은 위험요소와 발생가능 손해를 기간 변화에 따라 변화시키며, 위험요소들의 영향이 모두 재무제표 상의 항목으로 변환되도록 모형이 설계된다. 장점으로는 첫째, 산출 결과에 대해서 직접적이고 직관적인 설명이 가능하며, 둘째, 요구자본이 보다 명백하게 정의될 수 있고, 셋째, 리스크들의 적용 범위에 대해서 융통성이 있다는 점을 들 수 있고, 마지막으로, 리스크들 간의 상호작용이 반영되며, 재보험과 헤지에 대한 반영이 용이하다는 점을 들 수 있다. 단점으로는 첫째, 결과가 시나리오에 의해 임의적으로 조정될 수 있어서 위험액과 요구자본은 특정 시나리오에 따라 달라진다는 점, 둘째, 불리한 상황전개, 규모의 효과, 위험분산 효과 등이 고려되지 않는다는 점을 들 수 있다.

-
- 2) 미국의 자산적정성분석이란 정확한 방법의 한계점을 보완하기 위하여 도입한 제도로써 향후 시장상황의 변동에 따라 현재 자산이 분석대상의 준비금과 기타부채를 충분히 보장할 수 있는지 여부를 분석하는 것이다.
 - 3) DCAT(Dynamic Capital Adequacy Test)이란 정확한 방법의 한계점을 보완하기 위하여 도입한 제도로써 다양한 가능성 있는 역시나리오(Adverse Scenario)하에서 보험사업자의 자본적정성에 미치는 효과를 검사하는 기법이다. 미래추정기간(통상 5개년)을 통하여, 기본시나리오와 모든 가능한 역시나리오 하에서 모든 미래의 의무사항을 충족시키는지를 검사한다.
 - 4) ICAS(Individual Capital Adequacy Standards)는 회사의 자체평가, 시나리오테스트 결과 등을 종합하여 감독당국이 일종의 목표자본인 ICG(Individual Capital Guidance)를 제시한다.

이와 같은 결정론적 방식의 단점 때문에 확률론적인 방식이 등장하게 되었다. 최근 발전하고 있는 동화적이면서 확률론적인 방식은 시간 변화에 따른 위험요소의 영향을 확률적으로 고려할 수 있는 방식이다. 시뮬레이션법과 푸리에 변환법이 대표적인 예이다. 위험요소들이 확률분포의 형태로 모형에 반영되며 불리한 상황전개, 위험요소로 인한 보험종목별 상호작용 등을 고려할 수 있다. 장점으로는 첫째, 결과가 임의적으로 조정될 가능성이 시나리오 접근 보다는 줄어들고, 둘째, 위험요소들 간의 상호작용이 반영되며, 셋째, 상이한 리스크 종류들을 통합하는 보다 정교한 모델을 만들 수 있으며, 넷째, 리스크 풀의 규모와 위험분산 효과를 반영할 수 있고, 마지막으로 모형들이 동적이므로 내부 리스크 관리과정을 강화할 수 있다는 점을 들 수 있다. 단점으로는, 첫째, 확률론적 모형에 의한 위험액은 시나리오 기준 모형에 비해 이해하기가 어렵고, 둘째, 데이터가 부족할 때에는 주관적인 결과가 산출될 수 있으며, 운용하는데 비용이 많이 들고, 표준화하기가 어렵다는 점을 들 수 있다.

2009년 4월 도입한 우리나라 RBC제도는 보험리스크에 대해 위험계수를 산출하기 위하여 동화적이며 결정론적인 시나리오 모형을 이용하고 있어서 위험액을 정확히 추정하고 있다고 보기에는 어려움이 있다. 이를 개선하기 위한 위험액의 측정 및 평가 모형에 대한 연구가 필요하다고 하겠다.

한편, 위험액 측정 및 평가 모형은 보험 종목별로 상이할 수 있다. 국제보험계리사회(IAA)가 제시한 지급여력 프레임워크와 2012년까지 도입하고자 준비 중인 EU의 「Solvency II」 제도에서는 생명보험, 손해보험, 민영건강보험으로 분류하여 각각에 대해 별도의 위험액 평가 모형을 제시하고 있다. 민영건강보험이 다른 종목과 상이하다고 보고 있는 것이다. 우리나라의 실손형 민영건강보험은 규모면에서 지속적인 성장을 해왔는데도 불구하고 별도로 분리하여 RBC제도를 운영하고 있지 않다. 따라서 합리적인 방법으로 위험액을 산출할 수 있는 모형이 개발되어 있지 않아 보험회사가 효과적으로 리스크와 자본관리를 하는 것이 어려운 상태에 있다. 민영건강보험의 성장세에 걸 맞는 리스크와 자본 관리를 적절히 수행하기 위해 민영건강보험에 대한 모형의 개발이 필요하다고 본다.

이에 따라 본 연구는 결정론적인 시나리오 방식의 단점을 보완할 수 있는

동학적이고 확률론적인 위험액의 측정 및 평가 모형에 대해서 연구하여 자본 적정성 제고에 기여하고자 한다. 실손형 민영건강보험의 보험리스크에 적용 가능한 위험액 측정 및 평가 모형을 설정하고 다소의 수정을 가한다면 손해 보험회사의 다른 보험종목에 적용이 가능토록 하여 손해보험회사 전반에 걸쳐서 이를 활용할 수 있도록 하고자 한다. 그리고 모형의 적합성을 검증하기 위해서 실제 데이터를 이용하여 실증분석을 하고자 한다.

실증분석 과정에서 데이터를 대형4개사와 중소형사로 분리해 분석하여 우리나라가 2011년 도입을 목표로 준비 중인 ‘내부모형 인증제도’⁵⁾의 도입이 필요하다는 것을 검증하고자 한다. 위험액에 상응하는 자본량을 산출하기 위해서 동 제도가 바람직하지만 우리나라는 이에 대한 준비가 미흡한 상황이다. 무엇보다도 먼저 ‘내부모형 인증제도’를 도입할 필요성을 검증해 보아야 할 것이다.

우리나라의 현행 RBC제도는 모든 보험회사에 일률적으로 적용되는 표준모형⁶⁾이다. 표준모형은 의도적으로 보수적으로 설정되기 때문에 이 방법으로 계산된 요구자본량이 일부 보험회사에게는 과도한 자본량이 될 수 있다. 표준모형에 의한 자기자본규제가 공평하지 않을 수 있는 것이고 과도한 요구자본량으로 인한 과도한 자본비용의 지출을 유발할 수 있다. 현행 RBC제도는 회사실적과 산업실적에 따라 위험계수를 조정하고 있지만 근본적 해결방법은 되지 못한다. 본 연구는 동일한 위험액 산출모형을 가지고 평가한 하나의 위험계수를 규모가 다른 모든 보험회사에게 동일하게 적용하면 공평성이 저해

-
- 5) 내부모형이란 보험회사가 전체적인 리스크 상태를 분석하고, 측정하며, 그러한 리스크들을 충족시키기 위해서 요구되는 경제적 자본(Economic Capital)을 결정하기 위해서 구축한 리스크관리 체계를 말한다. 내부모형은 또한 감독자의 인증을 받은 후 보험회사별 리스크 프로파일에 기초한 요구자본량(Required Capital)을 결정하기 위해서 사용될 수 있다. 내부모형을 이용하여 요구자본량을 산출할 수 있도록 허용하는 제도가 ‘내부모형 인증제도’이다.
 - 6) 2009년 4월 우리나라가 도입하려고 하는 RBC제도는 요구자본량의 측정에 있어서 보수적인 표준모형이다. 표준모형이라 함은 감독자가 위험액 산출을 위한 리스크의 종류, 측정방법(모형, 측정기간, 신뢰수준 등), 상관계수 등에 대한 구체적인 기준을 제시하여 설정한 모형을 말한다. 모든 보험회사는 이러한 동일모형에 의하여 위험액을 산출하게 된다.

될 수 있음을 실손형 민영건강보험 데이터를 가지고 실증적으로 입증함으로써 ‘내부모형 인증제도’를 도입할 필요가 있음을 보이고자 한다. 그리고 적정 요구자본량의 산출을 위해서 내부모형으로 활용할 가치가 있는 모형을 제안하고자 한다.

‘내부모형 인증제도’는 공정성 있는 규제를 위해서 필요함은 물론이려니와 국제적인 흐름에 부합하는 것이기 때문에 필요하다고 본다. 국제보험감독자회(IAIS), 국제보험계리사회(IAA), EU의 「Solvency II」는 표준모형뿐만 아니라 내부모형을 허용할 것을 감독자에게 권장하고 있다. 리스크와 자본관리를 위한 인력과 시스템을 구축하지 못하는 회사를 위해서는 회원 국가별로 국제기준에 부합하면서 자국 보험산업에 적합한 표준모형을 구축할 것을 권고하고, 리스크관리 프로그램을 갖춘 기술적 여건이 되는 회사에 대해서는 해당 회사에 보다 적합한 리스크 평가방법을 개발하여 표준모형보다 요구자본량을 감소시킬 수 있도록 할 것을 권장하고 있다. 국제단체 및 기구도 ‘내부모형 인증제도’를 권장하고 있는 것이다.

2. 연구 범위 및 방법

가. 연구 범위

민영건강보험은 상해나 질병을 보험사고로 하는 모든 보험상품 즉, 의료비 보장보험(Medical Expense Insurance)과 장기간병보험(Long-term Care Insurance), 소득보상보험(Disability Income Insurance) 등을 총칭하는 개념이다. 그러나 본 연구에서 민영건강보험이라 함은 의료비보장보험 중 질병이나 상해 발생시 약정된 보험금을 지급하는 정액형 상품을 제외하고 실제로 발생한 의료비를 보상해 주는 실손의료비보장보험에 한정하는 개념으로 사용된다. 정액형 민영건강보험의 경우는 의료물가상승률을 고려할 필요가 없는 등 실손형 민영건강보험과 이론적 모형의 배경이 다르므로 별도의 분석모형을 개발하여 추후에 분석하고자 한다.

또한 본 연구에서는 타 금융권에서는 없는 리스크이지만 보험회사에게는 가장 중요한 리스크인 보험리스크⁷⁾로 연구범위를 한정한다. 생명보험회사의 리스크는 계약의 장기성으로 인해 보험리스크 및 금리리스크가 큰 비중을 차지한다. 손해보험은 비교적 단기 계약상품이므로 시장리스크보다는 언더라이팅 및 주변 경영환경에 따른 리스크가 주요 리스크이다. 실손형 민영건강보험은 비교적 단기 계약상품이고, 의료물가상승률, 피보험자의 역선택과 도덕적 해이 등이 큰 리스크로 작용하기 때문에 보험리스크가 큰 비중을 차지한다.

보험리스크는 크게 보험가격리스크와 준비금 리스크로 나눌 수 있다고 하겠다. 그러나 실손형 민영건강보험은 지급에 소요되는 기간이 길지 않아 준비금리스크를 고려하지 않고 있다(금융감독원, 2008). 따라서 본 연구는 보험가격리스크와 관련된 위험액의 측정 및 평가에 대하여 연구하고자 한다.

국내뿐만 아니라 미국, 캐나다, 일본, EU 감독자의 보험회사 시정조치는⁸⁾

7) 국제보험계리사회는 보험리스크(Underwriting Risk)에 다음을 포함시키고 있다.

- 보험가격리스크: 보험회사가 보험계약에 부과하는 가격이 이들 계약으로부터 발생하는 미래 의무를 다하기에 부적당할 리스크로 예정위험률(보험료) 대비 실제위험률(지급보험금) 차이 등으로 인한 손해액발생 가능성
- 준비금(reserving) 리스크: 계약자에 대한 의무이행을 위해 보험회사의 재무제표 상에 보유된 준비금(claim liabilities, loss reserves, technical provisions)이 부적절한 것으로 밝혀질 리스크
- 언더라이팅과정 리스크: 보장될 리스크의 선택과 허가와 관련한 재무적 손실에 대한 노출로부터의 리스크
- 상품 설계 리스크: 보험계약의 설계와 가격결정 과정에서 예상하지 못했던 위험에 노출될 리스크
- 지급청구 리스크(claim risk; 각 위험(peril)당): 예상치 못한 손실을 야기하는, 기대했던 것보다 더 많은 지급청구가 발생하거나 기대했던 것보다 큰 규모의 클레임이 발생할 리스크. 이것은 지급청구가 발생한 후 불리한 방향으로 진행되는 경우 뿐 아니라 지급청구가 발생할 리스크도 포함
- 경제환경 리스크: 사회 조건이 회사에 불리한 영향을 주는 쪽으로 변할 리스크
- 순 보유(Net Retention) 리스크: 재보험 출재 없이 보험손실 익스포저의 높은 유보가 대재해 또는 보험사고의 집중으로 인해 손실을 야기하는 리스크
- 보험계약자 행동 리스크: 보험회사의 보험계약자가 예상치 못한 방식으로 행동하고 그것이 회사에 불리한 영향을 가지는 리스크

8) 정상(지급여력비율=가용자본/요구자본, 100 초과), 경영개선권고(50~100%), 경영개선

요구자본과 가용자본(Available Capital)의 비교지표(RBC비율=가용자본/요구자본)를 통하여 결정된다. 따라서 요구자본에 대한 산정방식이 적정하다 할지라도 보험회사의 경제적 실체를 제대로 반영할 수 없는 보험회계제도에 의하여 가용자본이 산출된다면 보험회사의 재무건전성을 제대로 파악할 수 없다. 그러나 본 연구는 요구자본 혹은 경제적 자본 산출에 관한 연구에 국한하고 가용자본에 관한 논의는 하지 않는다.⁹⁾

그리고 민영건강보험 상품은 위험률을 매년 갱신하여 보험료에 적용하는가의 여부에 따라 위험률 갱신상품과 비갱신상품으로 나눌 수가 있다. 현재 도입하고 있는 RBC제도는 위험계수 산출과정에서 이를 구별하지 않고 위험계수 산출 후 갱신과 비갱신의 비중에 따라 위험계수를 조정한다. 갱신상품이 상대적으로 리스크가 작기 때문에 갱신상품의 비중만큼 요구자본량을 경감시켜주고 있는 것이다. 갱신조정률은 갱신주기가 3년 이하인 경우와 3년 초과 5년 이하인 경우로 나누어서 조정하고 5년을 초과하는 경우는 비갱신형으로 분류하며 갱신 주기가 긴 경우의 위험계수가 크도록 조정한다. 최근 갱신상품이 증가 추세에 있는 반면, 비갱신상품은 감소 추세에 있다. 한 대형회사의 실손형 민영건강보험 자료에 따르면 2005년에는 비갱신상품이 갱신상품에 비해 약 2.3배의 실적을 기록한 반면, 2007년에는 약 0.6배의 실적을 기록하였다. 이러한 조정은 실무자의 몫으로 남겨둔다.

나. 연구방법

본 연구는 향후 위험액의 적절한 산출방향이 될 것으로 보이는 동학적이면서 확률론적인 방식을 중심으로 이론적 접근과 실증적 분석을 병행한다. 아울러 보험산업의 사례를 알아보기 위하여 방문조사를 수행한다.

요구(0~50%), 경영개선명령(0% 미만)

- 9) 1998년 12월 “보험업회계처리준칙”의 제정으로 자산에 대해서는 공정가치(Fair Value)로 평가하고 보험부채(대부분이 책임준비금)에 대해서는 계약시점의 원가로 평가하고 있어서 가치평가에 일관성이 결여되어 산출된 가용자본의 신뢰성을 저하시키고 있다. 현행 우리나라 보험료 결손제도는 책임준비금 적립방식을 보완하는 제도로 이용되고 있으나 근본적인 해결책은 아닌 것으로 보인다.

동학적이면서 확률론적인 방식인 시뮬레이션과 최근 복미손해보험계리사화(CAS), 국제보험학계 등을 중심으로 활발하게 논의되고 있는 푸리에 변환(Fourier Transformation) 모형을 중심으로 연구를 진행해 나갈 것이다. 그리고 민영건강보험에 대한 실제 데이터를 대형사와 중소형사로 분리해 적용해 보고자 한다. 시뮬레이션 모형은 가정된 분포의 평균과 분산을 가지고 불확실성 리스크의 영향이 반영된 총손해액 분포를 근사시키며 보험종목 간 의존성을 조정하는 것이 용이하지가 않다는 특징이 있고, 푸리에 변환 모형은 상황에 따라 보험종목 사이의 의존성을 조정하는 것이 시뮬레이션에 비해 용이하고 총손해액 분포를 직접 산출하기 때문에 보험회사 내부리스크관리모형으로 활용될 수 있다는 특징이 있다.

IAA(2004)는 보고서를 통해 시뮬레이션 모형을 제안한 바 있다. 그러나 그 모형은 분포모수를 일률적으로 모든 보험종목에 적용하는 모형이어서 각 보험종목별 특성을 반영할 수 없다는 단점이 있다. 본 연구는 IAA(2004)의 시뮬레이션 모형에 각 보험종목별 특성을 반영할 수 있는 모수추정법을 적용하여 시뮬레이션 모형을 개선해 보고자 한다. 그리고 우리나라는 2011년 도입을 목표로 '내부모형 인증제도'를 준비 중에 있다. 푸리에 변환법은 리스크와 자본관리를 위한 내부모형으로 이용할 가치가 있으므로 실증분석이 가능한 모형을 제안하고자 한다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서 민영건강보험에 관한 자기자본 규제제도를 조사하였다. 우리나라 민영건강보험에 대한 규제의 형평성 문제를 제기했고, 리스크를 평가하는 적절한 모형이 없으므로 별도의 모형이 필요함을 지적하였다. 제3장에서는 민영건강보험리스크를 변동성리스크, 불확실성리스크, 극단사건리스크로 분류하고 각각에 대해서 측정 및 평가 모형들을 검토하면서 위험액과 자본량을 연계시키는 최선의 모형을 모색하고자 하였다. 제4장에서는 실손형 민영건강보험의 위험계수를 실증 측정 및 평가한 결과를 제시하고 있다. 대형4개사와 중소형사를 구분하여 실적을 집계해서 리스크의 측정 방법별로 어떠한 차이가 나는가를 알아볼 수 있게 하였다. 변동성 리스크와 불확실성 리스크 모두에서 대형4개사의 위험계수가 상대적으로 작았다. 마지막 장에서는 결론 및 시사점을 제시했다.

Ⅱ. 민영건강보험과 자기자본 규제제도

1. 자기자본규제 제도의 연혁

가. 자기자본규제 제도의 개요

보험회사의 대표적인 부채영역¹⁰⁾인 책임준비금 적립은 보험금지급을 위한 것이지만 보험회사는 책임준비금을 초과하는 예상치 못한 사건으로 인하여 발생한 지급요구로 인해 지급불능 상태가 될 수 있다. 그래서 일반적으로 예상되는 지급보험금에 대해서는 책임준비금으로 지급능력을 확보하고, 예상치 못한 사건에 의한 손실은 2차적 안정장치인 자기자본¹¹⁾으로 지급능력을 확보하도록 감독자는 규제를 하게 된다.

이처럼 특정기간 동안, 보험회사가 직면한 다양한 리스크가 부정적인 결과를 가져옴으로써 회사의 가치가 하락하여 실질적인 지급불능 상태가 되는 것을 방지하기 위해 일정수준의 자기자본을 확보하도록 요구(요구자본)하는 제도가 자기자본규제제도이다.

자기자본규제제도의 핵심내용은 보험회사가 실제로 보유한 자본량(가용자

10) 손해보험의 경우 자산과 부채는 다음 항목으로 구성된다.

- 운용자산(invested assets) = 현금·예금·예치금(cash & deposits) + 주식·국공채 등 단기매매증권(trading securities) + 투자유가증권(investment securities) + 대출채권(loans) + 부동산(real estates)
- 부채(liabilities) = 보험계약준비금(insurance reserve) + 보험미지급금(unpaid payable) + 임대보증금(leasehold deposit received) + 퇴직급여충당금(allowance for S&R Benefits) + 기타 + 특별계정부채(separate account liabilities)

11) 일반회계에서 자본은 계속기업기준에 의해 평가된 총자산에서 부채를 차감한 것을 말하며, 자본은 주주가 낸 납입자본금, 자본활동을 통해 발생한 자본준비금, 영업성과를 사내에 적립한 이익잉여금, 회계상의 차이조정을 위한 자본조정으로 구성된다. 감독회계에서 자본은 지급불능이나 청산과 같은 재무적 곤란 상황의 가정에 의해 평가된 총자산에서 부채를 차감한 것을 말하며, 일반회계에서의 자본, 가산항목, 차감항목으로 구성된다.

본¹²⁾과 요구자본량(Required Capital)의 산출에 관한 것이다. 요구자본량이란 자기자본규제에서 보험감독자가 설정한 기준적인 자본량으로 보험감독자가 향후 통제할 수 없는 예상치 못한 손해가 발생할 위험시에도 지급불능 상태가 발생하지 않도록 할 수 있는 수준의 자본량을 말한다. 가용자본(Available Capital)¹³⁾이란 영업활동 및 자본거래를 통하여 회사 내부에 유보하고 있는 대차대조표상의 자본계정상의 자본량을 말한다. 자기자본규제제도는 가용자본량이 요구자본량을 능가하느냐의 여부 그리고 그 두 가지 자본량의 산출 기준에 관한 것이 주된 내용이라고 할 수 있다.

나. 생명보험

생명보험회사의 자기자본에 관한 규정은 1994년 6월에 처음 마련되었다. 자기자본을 매 사업년도 말 현재 100억 원 이상으로 유지하도록 한 것이 주요 내용이었다. 회사의 규모에 관계없이 일정한 금액의 자기자본을 요구한다는 등의 문제점을 보완하고자 1996년에 1차 개정이 있었다. 요구자본량을 「매 사업년도말 책임준비금의 1%」로 변경하여 고정비율 방식으로 요구자본량을 산출하도록 제도 변경을 하였다. 이러한 기준에 미달하는 회사에 대해서는 중자명령이 발동되고 중자명령 불이행 시에는 불이행규모에 따라 제재가 가해진다는 것이 주요 내용이었다.

그 후 보험감독규정은 1998년 6월부터 생명보험회사 지급여력기준액(해약

12) 가용자본은 대차대조표상의 자본계정(자본(Stockholder's Equity)=자본금(capital stock)+자본잉여금(capital surplus)+이익잉여금(retained earnings))에서 차감항목(미상각신 계약비, 선급비용, 이연법인세차)을 차감하여 산출한다. 여기에 In-Force Value(계약자지분=부채의 장부가치-부채의 공정가치)을 더한다.

13) 미국의 경우 가용자본으로는 자본금, 자본잉여금, 자산평가준비금 (AVR), 임의투자준비금, 계약자배당준비금의 50%이 있다. 계약자 및 채권자에 대한 지급이 항상 가능한지 여부, 자본의 질에 따라 두 가지로 나누어진다. 예상치 못한 손실을 보장하는데 항상 사용 가능한 영구적이고 핵심적인 자본을 기본자본(Tier 1 Capital)이라고 하고, 기본자본의 특징 중 일부가 결여되어 있으나, 계약자와 우선 채권자에 대한 추가적인 보호가 가능한 자본을 보완자본(Tier 2 Capital)이라고 한다.

환급금식 책임준비금)에 대한 자기자본비율이 0%를 초과하도록 규정하였고, 1999년 3월에 지급여력기준액을 순보험료식 책임준비금의 4%로 개정하였다.

2008년 현재는 1999년 5월 EU식 자기자본규제 제도를 도입하여 요구자본량을 산출하고 있다.

$$\cdot \text{생명보험 지급여력 기준액} = (\text{순보험료식 책임준비금} - \text{해약공제액}) \times \text{책임준비금 위험계수}(4\%) + \text{위험보험금} \times \text{보험위험계수}(\text{보통 } 0.3\%)$$

보험회사의 요구자본량의 급증에 따른 부담을 덜어주기 위하여 1999년 9월말 자기자본비율 6.25%를 시작으로 2002년 3월말 50%, 2004년 3월말 이후 100%가 적용되고 있다.

다. 손해보험

1986년 제정된 손해보험회사 「보험계약자잉여금 및 재보험관리규정」에 의해, 연간보유보험료 총액이 보험계약자잉여금의 500%를 초과할 수 없도록 규정한 것이 초기의 제도이다.

1998년 4월 1일부터 적용된 EU식 지급여력제도는 보험종목을 크게 일반손해보험과 장기손해보험으로 구분하여 규제자본에 해당하는 지급여력기준금액을 산출하도록 하고 있다.¹⁴⁾

$$\cdot \text{일반손해보험 지급여력 기준액} = \text{Max}[\text{보험료기준 산출금액}, \text{보험금기준}$$

14) 지급여력기준은 다음 1, 2, 3에 의하여 산출한 금액의 합산액이다(보험업감독규정제 7-2조).

1. 일반보험의 기준은 보험종목별(화재, 해상, 자동차, 보증, 기타 특종)로 구분하여 보험료기준 산출액과 보험금기준 산출액 중 큰 금액
2. 장기보험과 일반보험의 투자위험에 대한 기준은 매 사업년도말 책임준비금의 1%(세제지원 개인연금손해보험의 계약자배당준비금은 제외)
3. 해외출재위험에 대한 기준은 해외출재보험료의 2%

산출금액]

보험료기준 산출금액은 1년간 보유보험료 $\times$ 17.8%, 보험금기준 산출금액은 대차대조표일 이전 3년 평균 발생손해액 $\times$ 25.2%이다.

- 장기손해보험 지급여력 기준액 = (책임준비금 - 계약자이익배당준비금 - 계약공제액) $\times$ 4% + 보험위험에 대한 지급여력기준금액

여기서 보험위험에 대한 지급여력기준금액은 일반손해보험과 동일하게 산출한다. 장기보험은 일반보험에 책임준비금(계약자이익배당준비금과 계약공제액을 제외)의 4%를 추가로 요구하고 있는 것이다.

라. 민영건강보험

민영건강보험을 위한 별도의 자기자본규제제도는 마련되어 있지 않다. EU 식 제도에 따를 경우는 생명보험회사가 판매하면 생명보험의 제도를 따라야 하고 손해보험회사가 판매하면 손해보험의 제도를 따라야 한다. 이는 건강보험에 대해서 규제의 형평성 문제가 제기될 수 있다.

RBC제도는 생명보험(장기손해보험)과 일반손해보험 두 가지로 분류하여 위험계수 산출 방식을 적용하고, 생명보험, 장기손해보험, 일반손해보험의 각각에 대해서 다른 크기의 위험계수를 적용하고 있다. 민영건강보험을 별도로 분리하지는 않고 있어서 민영건강보험을 위한 위험계수 산출 모형이 필요하다고 하겠다.

2. RBC 제도

가. RBC제도의 개요

우리나라는 현재 EU식 요구자본량 산출 제도¹⁵⁾와 RBC제도를 병행하여 운영하고 있다. EU식 제도는 보험회사가 직면하게 되는 리스크들을 총량적으로 파악하는 고정비율(fixed ratio)방식이다. 보험료나 보험금 등에 일정 비율을 곱하여 요구자본량을 산출하는데, 그 결과 값의 이해가 용이하고, 직접적인 수치와 과거 자료를 이용하므로 주관성이 배제된 모형이다. 하지만 보험회사가 재무적으로 문제가 생길 때를 시기적절하게 간파하기가 어렵고 따라서 감독자가 적정 조치를 취할 시간을 갖기가 어렵다. 산출된 자본량에 대한 근거가 불분명하여 자본량이 적정한지를 알기가 어렵고, 보험회사의 다양한 리스크가 적절히 반영되지 않으며, 보험회사의 자산포트폴리오 및 부채포트폴리오를 통해 리스크관리를 할 수 있는 유인책을 제공하지 못하고 있다.

RBC제도는 각 리스크별 위험계수 산출, 경감사유에 따른 위험계수의 조정, 위험계수에 익스포저를 곱한 요구자본량¹⁶⁾ 산출, 가용자본량 산출, 지급여력

-
- 15) 현행 EU식 자기자본규제제도에 반영된 리스크로는 보험회사의 규모, 경험실적(과거의 보험금 지급률), 리스크 전가(재보험 출재율) 등이다. 회사 규모에 대한 리스크는 책임준비금 규모 및 위험보험금, 보유보험료, 발생손해액에 반영되고, 경험실적은 생명보험의 보험금지급률, 손해보험의 보험금기준비율에 반영되며, 리스크 전가는 생명보험의 자기부담률 및 손해보험의 보유보험료, 순보험금 등에 반영되어 있다. 자기자본규제를 위한 보완제도로 「보험업법시행규칙」 상에서 보험계리사는 책임준비금·비상위험준비금 등 준비금의 적립과 준비금에 해당하는 자산의 적정성에 관한 업무를 수행하도록 하고 있으나, 그 결과를 감독기관에 제출할 의무가 없고 회사 이사회 등에 제출하는 것으로 충분하며, 향후 재무제표에 반영하여야 할 의무사항이 아니므로 그 실효성에 문제점이 제기될 수 있다.
- 16) 요구자본과 관련된 경제적 자본이라는 것이 있다. 보험회사가 사업을 영위하면서 직면하게 되는 각종 리스크들에 기인한 잠재적 손실을 감당하는데 필요한 충분한 여유 자기자본량이 어느 정도인가를 자신의 방법을 기준으로 측정하고 싶을 수 있다. 이때 산출된 자본량은 주어진 리스크 수준에서 1년 동안 회사의 공정가치가 최악으로 악화되었을 경우를 대비하여 필요한 자본량이 될 것이다. 이때의 자본을 경제적 자본(Economic Capital)이라고 한다. 경제적 자본은 리스크를 감당한다는 의미

비율(가용자본량/요구자본량)에 따른 감독조치가 주요내용이다. RBC제도는 현실을 반영하는 리스크들이 무엇인지를 분류¹⁷⁾하고 각 리스크별로 재무건전성을 유지하기 위해 필요한 자본의 양이 어느 정도인지를 결정하여 보험회사가 보유토록 하는 제도이다.

리스크별 자본량은 리스크별 위험계수(risk capital multiplier)를 산출한 뒤에 각 리스크의 익스포저를 곱하여 산출한다. 익스포저는 주로 재무제표상의 금액을 기본으로 한다.

$$\text{위험계수} = \frac{TVaR_{\alpha} - \mu}{\mu}$$

여기서 TVaR(Tailed Value at Risk or Conditional Tail expectation)¹⁸⁾은 미리

에서 리스크 자본(Risk-based Capital; 이하 RBC)이라고도 한다.

이러한 경제적 자본량을 산출하는 방법을 감독자가 인증했다면 이것은 또한 요구자본량이 될 수 있다. 이때는 요구자본량과 경제적 자본량은 동일하게 된다.

- 17) 국제계리사회(IAA)에 따르면 보험회사 리스크를 보험리스크(Underwriting), 신용리스크(Credit), 시장리스크(Market), 운영리스크(Operation), 유동성리스크(Liquidity)로 구분한다. 여기서 시장리스크는 금리리스크를 포함한다(IAA, 2004). 우리나라는 회사마다 다르게 구분하고 있지만 대체로 손해보험회사의 경우는 시장리스크와 금리리스크를 구분하고 유동성리스크는 시장리스크에 포함시키고 있다. 생명보험회사의 경우는 시장리스크(금리, 주가, 부동산 등), 보험리스크(사망률, 이환률), 경영리스크(신계약실적감소, 사업비, 금리외요인 해약률), 신용리스크(채권, 대출, 재보험 등), 운영리스크(시스템 장애, 업무상 사고, 등)로 구분하고 있다. 우리나라의 경우 금리리스크를 시장리스크에 포함시키고, 유동성리스크는 별도로 구분하지 않고 있다. 각 리스크는 독립적인 것이 아니라 서로 연계되어 있는 경우가 많다. 상품들이 특별하게 디자인되거나 자산과 부채 리스크를 통합된 방식으로 모형화하여 운영되는 경우들이 있고 또한 전체회사를 아우르는 다양한 리스크들이 결합되어 나타나는 경우도 있기 때문이다. 그래서 통합자본량 산출시에는 리스크간 상관관계를 고려한다.

- 18) Tail-VaR의 구체적인 형태는 $TVaR_{\alpha} = E\{x|x \geq VaR_{\alpha}\}$ 로 정의 된다. 여기서 기간 말의 총 손해액을 X 라 하고 그 확률분포를 $F(x)$ 라 하면 VaR 은,
 $VaR(\alpha) = Min\{x|F(x) \geq \alpha\}$ 로 정의된다. 즉, VaR 는 특정 기간 동안 특정 신뢰수준(α , 예; $\alpha=0.99$) 하에서의 최대 손실로 정의되며, 따라서 기업이 $VaR(\alpha)$ 만큼

정해진 신뢰수준(α ; 목표신용등급이 BB수준이면 0.99)을 넘어서는 손실들(losses)의 평균값으로 정의되고, μ 는 손실들의 평균이다. 본 연구는 여러 가지 방법으로 위험계수를 산출하여 그 결과를 비교하여 시사점을 얻는데 초점을 둘 것이다.

그리고 RBC제도는 리스크별 요구자본량을 합산하여 보험회사의 총자본의 양을 결정할 때에는 리스크 유형사이의 위험분산효과(diversification effect)를 고려하여 회사별 총요구자본량을 산출하는 공식을 적용한다(IAIS, 2008. 6). 가장 단순한 방법은 리스크 사이의 상관계수 행렬을 만드는 것이다. 보수적인 방법은 리스크간 완전의존성을 가정한다. 즉, 리스크 별로 결정된 요구자본량을 모두 단순 합산하여 회사의 총요구자본량을 결정하게 된다. 그런데 단순합산하면 리스크 분산효과를 인식하지 못하는 우를 범할 수 있다.¹⁹⁾ 그래서 우리나라는 완전독립성과 완전의존성을 동시에 고려하고 있다.²⁰⁾

의 자본을 설정할 경우 그 기업의 파산 확률은 $1-\alpha$ 이하가 됨을 의미한다. 또한 VaR는 위험의 보유기간과 신뢰수준에 의해 결정되기 때문에 위험의 보유기간과 신뢰수준에 따라 다양하게 표현될 수 있다.

그 외에 왜곡 리스크 척도(Distortion Risk Measure) 등을 이용하여 지불능력(solvency)측정을 위한 리스크를 측정한다(Dowd and Black, 2006; swang@scor.com)

- 19) 두 개의 확률변수의 상관계수가 $\rho_{ij} = 0$ 일 때 두 확률변수의 합의 분산은 $Var(X_i + X_j) = Var(X_i) + Var(X_j) + 2Cov(X_i, X_j)$ 이다. $\rho_{ij} = Cov(X_i, X_j)/\sigma_i\sigma_j$ 임을 고려하면 $2Cov(X_i, X_j) = 2\rho_{ij}\sigma_i\sigma_j$ 이 된다. 이것을 $Var(X_i) = \sigma_i^2$ 로 표현하면, $Var(X_i + X_j)^{1/2} = \sqrt{\sigma_i^2 + \sigma_j^2}$ 이다.

$\rho_{ij} = 1$ 일 때는 $Var(X_i + X_j) = Var(X_i) + Var(X_j) + 2\sigma_i\sigma_j = (\sigma_i + \sigma_j)^2$ 이 되어 $Var(X_i + X_j)^{1/2} = \sigma_i + \sigma_j$ 이다. 즉, 단순합산하면 $\rho_{ij} = 1$ 임을 가정하는 것이 되어 리스크 분산효과를 고려함 없이 과대평가하는 것이 될 수 있다.

- 20) 우리나라 총요구자본량 산출 방식을 보면 다음과 같다. 보험, 시장, 금리, 신용리스크가 있다고 하자. 보험(c_1)과 시장리스크(c_2)는 서로 독립적이고 금리(c_3)와 신용리스크(c_4)는 상관관계가 1이라고 하자. 그리고 보험과 시장리스크는 금리와 신용리스크와는 독립이라고 하자. 그러면 총요구자본량은

$$c = \sqrt{c_1^2 + c_2^2} + (c_3 + c_4)^2$$

으로 산출된다. 여기에 운영리스크를 합한 것이 최근 우리나라 RBC 제도이다(금융감독원, 2008).

이렇게 총요구자본이 결정된 뒤에 감독자의 보험회사에 대한 감독조치는 총요구자본과 대차대조표 상의 자본계정인 가용자본²¹⁾과의 관계를 나타내는 지급여력비율(혹은 RBC 비율 = 가용자본/요구자본)을 기준으로 이루어진다.

나. 표준모형

이와 같은 우리나라 RBC제도는 요구자본의 산출을 위한 표준모형제도에 해당한다. 표준모형이라 함은 감독자가 자본량 산출을 위한 리스크의 종류, 측정방법(모형, 측정기간, 신뢰수준 등), 상관계수 등에 대한 구체적인 기준을 제시하여 설정한 모형을 말한다. 한 국가(jurisdiction) 내에 생명보험과 손해보험, 그리고 민영건강보험 각 산업의 모든 회사에 확정된 형태와 일률적으로 위험계수 등이 적용되는 모형을 이용하여 자본량을 산출하게 된다. 요구자본

21) 가용자본의 평가방법과 관련된 문제점이 제기되고 있다. 가용자본은 주로 자산에서 부채를 차감한 순자산으로 구성되므로 순자산은 자산과 부채의 평가방법에 따라 영향을 받는다. 현재 자산은 공정가치(대차대조표상 자산의 시장가치)로 평가하고 있고 부채는 장부가치로 평가하고 있다. 재무제표 상에 나타난 자산의 크기는 보수주의 회계원칙에 의해 자산가치를 시장가치로 평가하더라도 항상 보수적으로 평가하기 때문에 실제 자산가치보다 낮은 경우가 흔히 있다. 가용자본량이 저평가되고 있는 것이다.

또한 보수주의 회계원칙에 의해 부채는 장부가치로 평가하더라도 실제보다 높게 평가하는 관행이 있다. In-Force Value(계약자지분=부채의 장부가치-부채의 공정가치)를 고려하더라도 가용자본이 저평가될 소지가 있다.

실제 가용자본의 크기와 저평가된 재무제표상 자본의 크기에는 차이가 발생하게 되는데 이를 은닉자본(Hidden Capital)이라고 한다. 실제로 지급불능 상태가 발생하는 것은 은닉자본을 포함하는 자본의 부족에 의해서 발생할 것이다. 그래서 재무제표를 기준으로 산출한 자본량을 기본자본으로 하고 은닉 자본을 포함하여 산출한 자본을 일정부분 인정해 주는 나라도 있다.

현재 도입하려는 우리나라 RBC제도는 대차대조표상의 자본계정에서 인정되는 자본만을 고려하고 있어서, 실제 기업이 가지고 있는 가용자본의 크기를 정확히 반영하지 못한다. 가용자본의 크기가 회사의 지급여력 상태를 정확하게 반영한다고 볼 수 없는 상황인 것이다. RBC 비율이 신뢰성을 확보하기 위해서는 평가방법의 개선이 필요하다고 하겠다.

량 산출용 표준모형법은 매우 다양한 보험회사에 적용하도록 의도되었기 때문에 일반적으로 보수적일 수밖에 없다. 따라서 어떤 보험회사의 자본량은 실제 필요한 자본량보다 크게 산출될 수 있고 보험회사가 유연하게 리스크나 자본관리를 하도록 유인을 제공하지 못할 수 있다.

표준모형법에는 가장 단순하고 객관적인 방법(예를 들어, 어떤 국가에서 공통적인 위험계수를 개별 회사의 해당 리스크 노출량에 곱하여 요구자본량을 산출하는 방법)부터 복잡한 공식을 사용하여 개별 회사의 특성을 반영하는 방법까지 다양한 방법이 존재한다.

가장 단순한 표준법은 리스크 노출액(exposure)에 하나의 위험계수를 곱하는 것이다. 2008년 현재 운용 중인 EU식 요구자본량 산출법이 이에 해당한다고 할 수 있다.

약간 더 복잡한 표준모형은 요구자본량을 리스크별로 구분하여 결정하기 위해 보험회사 리스크를 세분화 한다. 리스크의 집중과 분산효과를 허용하기 위해 더 복잡한 방법이 필요할 수도 있다. 가장 단순한 표준법에서와 같이 이러한 방법도 개별회사의 고유한 환경을 고려하지 않는 산업전반의 기준을 적용한다. 물론 위험계수의 설정에는 보수적인 접근이 요구된다. 표준모형에 구성 리스크를 많이 추가하면 보험회사의 지급여력상태를 제대로 평가할 수 있도록 도움을 주지만 복잡성이 증가하여 정교하지만 리스크를 제대로 측정할 수 없는 상태에 이르게 할 수도 있다. 2009년 4월에 우리나라가 도입한 RBC 제도는 이에 해당한다고 할 수 있다.

이보다 더 복잡한 표준모형은 표준모형에 기초한 회사 고유의 내부모형을 이용하는 것이다. 예를 들어 어떤 방법은 보험회사가 표준모형에 자사의 기대빈도 및 심도 자료를 입력할 수 있도록 허용하고 있다. 또한 빈도 및 심도 분포의 형태에 관한 국가 고유의 모수(parameter)가 모형에 입력될 수도 있다. 이러한 입력자료는 감독기관에서 제공한다. 본 연구에서는 이에 해당하는 것으로 불확실성 리스크에 대한 시뮬레이션 모형을 제시할 것이다.

보험회사의 자본량을 산출하기 위한 최적 접근법(optimal approach)은 개별 보험회사에 가장 적합한 자본 가치를 산출하기 위해 보험회사별로 개별적인 방식으로 자본량을 결정하는 것이다. 이러한 접근방법은 복잡하며 다방면에

걸쳐 회사 고유의 리스크 모형을 개발하여야 하므로 보험회사나 감독기관이 투입할 수 있는 능력이나 자원을 넘어서는 기술적 정교함이 요구될 수 있다. 이런 경우에는 표준모형이 대안이 될 수 있다.

다. 내부모형

우리나라는 2011년 도입을 목표로 '내부모형인증제도'를 도입하기 위하여 준비 중에 있다. 동 제도는 앞에서 언급한 표준모형에 기초한 회사 고유의 내부모형을 이용하는 것일 수 있다. 그리고 추가적으로 본 연구에서는 표준모형에 기초하지 않은 회사 고유의 내부모형으로 활용할 수 있는 불확실성 리스크에 대한 푸리에 변환 모형을 제시하고자 한다. 동 제도의 도입으로 자본의 적정성이 제고될 것으로 보이며 내부모형의 정의와 기능 그리고 해외동향을 보면 다음과 같다.

내부모형이란 개별 보험회사가 전체적인 리스크 상태(position)를 분석하고 위험액을 측정하며 그러한 위험액을 충족시키기 위해서 요구되는 경제적 자본을 결정하기 위해서 구축한 리스크관리체계를 말한다. 내부모형은 감독자의 승인 하에 보험회사 고유의 리스크 프로파일에 기초한 요구자본량의 결정을 위해서 사용될 수 있다(IAIS, 2007.10). 내부모형은 경제적 자본 모델(economic capital model), 리스크 기반 자본모형(Risk-based Capital Model), 사업모델(Business Model)로도 불린다.

보험회사의 입장에서 내부모형은 경영상의 의사결정을 위한 중요한 도구의 역할을 한다. 전사적 리스크관리시스템(ERM) 체계 내에서 보험회사가 수행하는 자신의 리스크와 지급여력 평가(Own Risk and Solvency Assessments: ORSA) 과정 중에 내부모형은 리스크와 자본관리를 통합시키는 역할을 한다. 그래서 내부모형을 이용해서 리스크 관리나 자본관리²²⁾에 관한 의사결정을

22) 자본관리의 한 수단으로서 경제적 자본을 결정할 때 다양한 종류의 리스크가 선택된 기준에 기초해서 모형에 반영되어야 한다. 보험회사의 내부모형은 정의된 모형 설정 기준에 기초해서 조정되어야 하는 것이다. 그 기준들은 자산과 부채의 평가, 그리고 보험회사의 리스크 선호와 사업계획에 적절하다고 생각되는 신뢰수준, 리스

할 수 있게 되는 것이다.

내부모형은 보험료의 결정에 사용될 수 있고, 자산관리기능의 일부로써 혹은 재보험 계획의 분석에 사용될 수 있다. 또한 영업활동의 변화, 새로운 사업의 계획, 합병 등 사업변동의 효과를 분석하는데 이용될 수 있다. 예를 들어 보험회사가 어떤 리스크에 대한 노출을 줄이고자 그래서 그것에 필요한 자본량을 줄이고자 다른 종류의 사업을 하고자 할 수 있다. 이때 내부모형은 보험회사가 리스크 프로파일의 입장에서 전략적으로 운용하고자 하는 사업에 대한 자본을 평가할 수 있도록 해 주는 역할을 한다.

요구자본의 결정을 위해서 내부모형을 허용할 때 감독자는 모든 보험회사에게 일관성을 가지고 적용되는 적절한 모형 설정 기준을 제시해야 한다. 일부 국가에서는 최소투자등급 수준(Minimum Investment Grade Level)에 맞추어 신뢰수준을 설정하고 있다. 한편, 다른 일부 국가에서는 신뢰수준으로 1년 단위의 99.5% VaR 조정신뢰수준(영국), 1년 단위의 99% TVaR, 혹은 보험계약의무(policy obligations) 기간에 걸친 95% TVaR을 설정하고 있다.

보험회사는 내부모형에 의해서 결정된 규제적 자본 요구량이 지급여력제도의 목적, 원칙, 그리고 기준에 부합하는 방법으로 산출되었는지를 확인해야 한다. 감독자가 제시한 신뢰수준 등을 반영하여야 하는 것이다.

캐나다와 호주는 이와 같은 내부모형을 이미 도입하여 운용 중에 있다. 캐나다의 생명보험회사용 요구자본량인 MCCSR은 분리계정(segregated fund)으로 알려진 투자상품 보증용 요구자본량 결정에 내부모형을 사용할 수 있도록 허용하고 있다. 호주는 손해보험회사에게 내부모형의 사용을 허용하고 있다.

국제기구 및 단체들도 내부모형의 사용을 권고하고 있다. 국제보험감독자회는 리스크와 자본관리를 위한 내부모형의 사용에 관한 지침을 발표하면서 내부모형에 관한 정의, 구조, 감독자의 승인에 관한 사항을 제시하고 있다(IAIS, 2007.10). 그리고 리스크와 자본관리를 위한 인력과 시스템을 구축하지 못하는 회사를 위해서는 회원 국가별로 국제기준에 부합하면서 자국 보험산업에

크적도, 그리고 기간을 포함하여야 한다. 그리고 보험회사는 모형설정 과정에 경제적 시나리오, 자산구성, 그리고 현행 혹은 과거의 부채와 같은 다양한 인풋을 고려하여야 한다.

적합한 표준모형을 구축할 것을 권고하고 있다. 반면 리스크관리 프로그램을 갖춘 기술적 여건이 되는 회사에 대해서는 해당 회사에 보다 적합한 리스크 평가방법을 개발하여 표준모형보다는 요구자본량을 감소시킬 수 있도록 할 것을 권장하고 있다.

국제보험계리사회(IAA, 2004)는 각 리스크에 실제로 적용이 가능한 동학적이고 확률론적인 표준모형과 내부모형에 대한 가이드라인을 제시함으로써 IAIS의 보고서를 보완하고 있다.

2012년까지 도입하고자 준비 중인 EU의 「Solvency II」도 내부모형관리 프로세스 및 운영리스크 등의 감독측면에 관한 요건을 정하고 있다. 내부모형이 감독기관으로부터 승인을 받아 요구자본 산출용으로 활용될 수 있도록 하고 있는 것이다.

라. RBC제도와 민영건강보험

우리나라가 2009년 도입한 RBC제도를 보면 정액형과 실손형을 분리하여 민영건강보험을 위한 별도의 기준을 설정하고 있지는 않다. 표준위험계수는 생명보험, 장기손해보험 그리고 일반손해보험으로 구분하고 일반손해보험의 경우는 다시 일반손해보험, 자동차보험, 보증보험으로 분리하여 설정하고 있다. 보험리스크의 경우는 보험가격리스크와 준비금리스크로 구분한다. 생명보험 및 장기손해보험은 질병보험에 대해서 각각 보험가격위험계수(생명보험은 0.509, 장기손해보험은 0.382)를 설정하고, 일반손해보험의 경우는 보험가격위험계수와 준비금위험계수를 설정한다.²³⁾

생명보험 및 장기손해보험의 보험가격리스크 익스포저는 산출 기준일 직전 1년간 이원분석 기준 보유위험보험료(=원수위험보험료+수재위험보험료-출재

23) 보험종목 분류는 생명보험의 경우 보장성(사망), 보장성(상해), 건강, 교육, 연금, 저축성, 장기손해보험의 경우 질병, 운전자, 재물, 상해, 연금, 저축성이다. 일반손해보험은 일반, 자동차, 보증으로 분류하고, 일반은 화재, 도난, 기술, 종합, 동산, 해상, 기타(배상책임, 근재, 상해 등), 자동차는 대인(1, 2)담보(개인용), 대인(1, 2)담보(기타상품), 기타담보(전상품), 보증보험은 보증이행, 보증금융, 상업신용, 소비자신용을 포함한다.

위험보험료)이고, 일반손해보험의 익스포저는 산출 기준일 직전 1년간 업무보고서 작성기준 보유보험료(=수입보험료-지급보험료)이다(금융감독원, 2008).

준비금리스크는 일반손해보험에만 적용된다. 생명보험 및 장기손해보험은 지급준비금의 변동이 작고 보험사고 발생 후 보험금 지급까지의 기간이 길지 않아 예측 가능하지 않은 준비금의 리스크가 크지 않기 때문이다. 익스포저는 산출기준일 현재 업무보고서 작성기준 대차대조표상의 보유지급준비금(=원수 지급준비금 + 수채지급준비금 - 출채지급준비금)이다.

그리고 보험리스크 합산요구자본은 보험가격리스크와 준비금리스크가 완전 독립이라고 가정하여 산출한다.

위에서 살펴 본 바와 같이 실손형 민영건강보험을 별도로 분리하지는 않고 있다. 내부모형인증제도를 도입하게 되면 보험회사들은 민영건강보험을 위한 별도의 리스크 및 자본관리를 위한 모형을 구축하는 등 다양한 리스크 관리 시스템을 구축하는 유인을 가지게 된다. 내부모형인증제도 도입으로 민영건강보험의 효과적 리스크와 자본관리가 이루어질 수 있기를 기대한다.

3. 보험리스크 측정 및 평가모형 운용사례

2008년 현재 우리나라 보험회사는 민영건강보험에 대한 별도의 위험액 측정 및 평가모형을 운용하고 있지 않다. 그 운용 현황을 보면 다음과 같다.

손해보험회사 중 4개회사가 자체 개발한 모형을 구축하고 있다. 보험리스크의 경우 구체적인 내용을 살펴보면 다음과 같다.

- 먼저 보험종목을 자동차보험, 장기보험, 일반보험으로 분류하여 각각에 대해서 별도의 시스템을 구축한다.
- 첫 번째 단계, 각 시스템 내의 보험종목별, 연도별 최종손해액(Ultimate Loss)과 최종클레임 건수(Ultimate Claim Count)를 BF법(Bornhuetter-Ferguson Method)을 이용하여 추정한다.
- 두 번째 단계, 손해율(Ultimate Loss/Incurred Premium) 및 손해율 변동성을 추정하는데 변동성 추정은 연도별 자료의 표준편차를 이용한다.

- 세 번째 단계, 경험데이터를 이용하여 대재해(일반적으로 태풍) 손해액을 모형에 반영한다. 민영건강보험에 대해서는 별도의 대재해 준비금을 적립하지 않고 있으므로 이를 고려하지 않는다.
- 네 번째 단계, 각 시스템 내의 보험종목간 손해율의 의존성을 추정한다.
- 다섯 번째 단계, 보험금 지급패턴을 추정한다. 미지급보험금에 대한 준비금의 적정성 및 언더라이팅 사이클(요율의 변화 때문에 발생한 손해를 변동성)을 고려한다. 이 단계는 미래 현금흐름(outflow)의 추정을 위한 것이다. 장기보험에서는 지급에 소요되는 기간이 길지 않기 때문에 별도로 준비금의 적정성을 추정하지 않는다.
- 여섯 번째 단계, 재보험을 고려하여 순손해액을 산출한다. 민영건강보험은 재보험에 가입하지 않고 있으므로 이를 고려하지 않는다.
- 마지막 단계에서 리스크를 분석하고 VaR 등을 이용하여 자본량을 산출한다. 각 시스템 즉, 자동차보험, 장기보험, 일반보험 사이에는 의존성이 없는 것으로 가정한다.

생명보험회사들은 2008년 현재 보험리스크를 측정할 때 사망률과 이환율의 불확실성 리스크를 분리해서 1년 단위로 측정하고 있다. 사망사건 발생의 불확실성으로 인하여 부채현금흐름(Cash Out-flow)의 불확실성에 따른 리스크에 초점이 맞추어져 있다. 사망리스크를 측정하기 위해서 수준불확실성(level uncertainty), 추세불확실성(trend uncertainty), 대재해(Calamity)리스크로 분리해서 측정하고 있다.

수준불확실성은 예정사망률 수준(평균)의 추정오류로 인하여 실제사망률 수준이 높게 형성(추세선이 상향 수평이동)됨에 따라 부채가치가 하락하게 되는 리스크이다. 예정사망률 수준의 추정오류는 과거에 관찰된 기초자료 모수의 변동성으로 인해 야기된다. 이것은 현재의 실제 평균사망률을 추정하기 힘들게 만든다. 측정단계를 보면 다음과 같다.²⁴⁾

24) 이러한 수준리스크를 측정하기 위해 normal power approximation 과 같은 모형을 사용할 수 있다(IAA, 2004).

- 첫 번째 단계, 과거 경험사망률 대비 예상 사망률 비율 산출(예, 평균 0.98은 Best estimate Level이 된다)
- 두 번째 단계, 표본평균, 표준편차(σ), 표준오차($\sigma / \sqrt{\text{표본수}}$) 산출
- 세 번째 단계, t-분포로부터 목표신용등급에 해당하는 자본승수 결정
- 네 번째 단계, 최악의 경우 수준 충격(표준오차 $\times$ 자본승수) 산출
- 마지막 단계, 자본량산출(Best estimate 가치 - Worst case 가치)
예를 들어, [0.98 가치] - [0.98 + (표준오차 $\times$ 자본승수) 가치]

추세불확실성은 평균사망률을 정확하게 추정했다고 하더라도 사망률의 추세 추정 오류로 인하여 실제 사망률 추이가 높게 형성(추세선이 기울기가 꺾임)됨에 따라 부채가치가 하락하게 되는 리스크이다. 즉, 추세불확실성은 예정사망률의 미래 방향성을 정확히 평가하는 것이 어렵기 때문에 발생하는 리스크로 보험기간이 종신까지 연장되는 보험상품, 특히 연금상품의 경우 더욱 커진다. 추세 불확실성을 산출하기 위한 단순법은 부채의 현재가치에 위험계수를 곱하는 것이다.

- 첫 번째 단계, Best estimate Cash Out-flow 생성
- 두 번째 단계, Worst Case Cash Out-flow 생성하되 사망관련 탈퇴율 충격을 반영(10년간)
- 세 번째 단계, OADR(Option Adjusted Discount Rate) 산출
- 네 번째 단계, OADR을 이용하여 Best Estimate Cash Out-flow와 Worst Case Cash Out-flow 현재가치 산출
- 마지막 단계, 자본량산출(Best Estimate 가치 - Worst Case 가치)

대재해(Calamity) 리스크 위험액은 1년간의 충격이 사망률에 미치는 효과로 측정된다. 이것은 다음해의 사망률이 Worst Case로 변할 경우의 편차이다. Calamity Factor Ratio $\times$ Claims Paid으로 산출한다. Calamity Factor Ratio는 회사의 목표신용등급 하에서 대재해 충격이 발생할 경우 보유하여야 하는 위험자본적립률이다. 목표신용등급이 A(신뢰수준 99.93%)일 경우 41%,

BBB(99.8%)일 경우 30%, BB(99%)일 경우 13%이다. Claims Paid는 직전 1년간 지급보험금을 뜻한다.

이와 같이 우리나라 보험회사는 민영건강보험에 대한 별도의 리스크 평가 모형을 운용하고 있지 않고 있다. 효과적인 리스크 관리를 위해서 민영건강보험의 특성에 맞는 별도의 모형 구축이 필요하다고 하겠다.

Ⅲ. 민영건강보험 보험리스크의 측정 및 평가모형

1. 민영건강보험의 특징

우리나라가 병행해서 운용하고 있는 EU식 제도와 표준모형을 채택한 RBC 제도 모두 민영건강보험에 대해서는 별도의 모형이나 기준이 없기 때문에 보험회사의 민영건강보험에 대한 리스크나 자본관리 능력의 발전을 유인하고 있지는 못하고 있다. 무엇보다도 민영건강보험을 위한 위험액 측정 및 평가 모형의 구축이 필요하다고 하겠다.

민영건강보험은 상해 및 질병으로부터 발생한 의료비를 지불하는 의료비보험과 치명적질병보험, 소득보상보험, 장기간병보험, 단기상해보험을 총칭한다. 사망보장은 민영건강보험의 범위에 포함되지 않는다. 그리고 민영건강보험 상품은 많은 경우에 정액급부와 실손급부를 포함하고 있다. 본 연구에서는 실손형 민영건강보험을 중심으로 이론적 모형과 실증분석에 대해서 연구하고자 한다.

가. 생명보험과 민영건강보험

생명보험의 장기성으로 인해 초기에 산출된 보험의 가격은 향후 수익에 절대적인 영향을 미친다. 그래서 사망률, 상해 및 질병 발생률이 생명보험의 핵심 리스크이다. 그러나 민영건강보험에서는 사망이 정의상 제외되기 때문에 사망률 리스크가 발생하지 않고 상해 및 질병 발생률 리스크가 핵심을 이루고 있다.

생명보험회사는 2008년 5월부터 개인형 실손민영건강보험을 판매하기 시작했다. 따라서 데이터의 집적이 충분히 이루어 지지 않은 상태이므로 위험액을 측정이 어려운 상태에 있다. 따라서 본 연구는 생명보험회사의 민영건강보험에 대해서는 별도로 연구를 진행하지 않을 것이다.

나. 손해보험과 민영건강보험

손해보험에서 기발생 미지급보험금부채(outstanding claims liabilities)와 미경과보험료(earned premium)에 내재된 미소멸 리스크(unexpired risk), 재보험, 대재해 등이 표준모형법이나 내부모형법에 일반적으로 감안되어야 할 중요 요소이다.

우리나라 금융감독원(2008)에서 발표한 RBC 표준모형은 장기보험의 준비금 리스크는 고려하지 않고 있다. 보험사고 발생 후 보험금의 지급까지의 기간이 길지 않기 때문이다. 따라서 본 연구에서도 준비금에 대한 것을 포함하는 이론적 모형을 연구하지만 실증 측정과정에서는 이를 고려하지 않는다.

우리나라 민영건강보험은 현재 재보험에 가입하지 않고 있으므로 실증 측정과정에서 재보험을 고려하지 않는다. 그러나 재보험이 있는 경우의 리스크 평가 방법을 논의에 포함시킬 것이다. 향후 손해보험의 다른 종목에 대해서도 적용이 가능하게 하기 위해서이다.

그리고 민영건강보험은 극단적인 사건에 대해 별도의 준비금을 적립하지 않고 있다. 따라서 위험액의 측정 및 통합과정에서 이를 고려하지 않는다.

그 외에 민영건강보험은 일반인플레이션이 아니라 의료인플레이션을 고려해야한다는 것이고 정치적인 리스크에 노출되어 있다는 것이 손해보험과의 차이로 할 수 있다(IAA, 2004, p. 118).

1) 의료인플레이션

의료비용은 일반 인플레이션보다 더 증가하는 경향을 보인다. 그 이유는 의료기술의 발달에 있다. 신기술로 인해 특정질병 조기진단율이 급격히 향상되어 치료비용의 급속한 증가와 치료율 개선을 가져왔다. 그리고 어떤 신기술은 치료결과의 개선(환자의 수명 연장)과 함께 치료비용의 대폭적인 증가를 가져오게 되었다. 또한 신기술은 특정 치료법의 결과가 좋지 않게 나올 리스크를 줄여 이 치료법이 많은 환자에게 보급될 수 있게 하는 역할을 하였다.

미래에는 상대적으로 저렴한 새로운 진단기법이 매우 폭넓게 보급될 것이

다. 그러나 개인화의 진전과 의료장비의 정교성 향상으로 보건의료비용 상승률이 감소되지는 않을 전망이다. 다른 경제 분야에서 효율성이 향상되어 의료 분야 등 모든 분야의 노동 비용이 증가하였다. 병원부문에서는 직원 수 감축을 통한 효율성 향상이 거의 일어나지 않았기 때문에 의료비용 중 병원비용이 상대적으로 더 상승할 것이라 전망된다.

그러나 우리나라 보건의료소비자물가지수는 2000년 이후 소비자물가지수보다 낮은 상승률을 보이고 있다. 이것은 우리나라 공보험이 행위당수가제와 일부지역 포괄수가제로 의료비를 통제하고 있기 때문이라고 판단된다.

2) 정치적 리스크

우리나라 공보험은 국민건강보험의 재정수지에 따라 보장성을 조정하고 있어서 민영건강보험에 리스크 요인으로 작용하고 있다. 1997년부터 적자를 보이기 시작하여 의약분업에 의한 약제비 급여증가와 수가인상²⁵⁾의 효과가 나타나기 시작한 2001년에는 적자규모가 2조 1,775억원에 달하였다. 2002년 이후에는 보험료 수입의 대폭 증가와 급여비 지출의 둔화로 적자폭이 감소하여 2003년에는 1조 4,943억원의 흑자를 기록하였다. 그러나 2005년 이후 보장성 강화정책의 시행으로 흑자폭이 감소하여 2007년에는 다시 2,847억원의 적자를 기록하였다.

국민건강보험의 적자와 흑자가 반복됨에 따라 보장성도 강화와 약화가 반복되고 있다. 2005년 이후에는 보장성이 강화되어 MRI 보험급여(2005년 1월), 암, 심장질환, 뇌혈관질환의 중증질환자에 대한 보장성 강화(2005년 9월, 입원 진료비의 10% 본인부담), 입원환자 식대 건강보험 적용(2006년 6월, 본인부담률은 20%), 6세 미만 아동의 입원법정본인부담금 폐지(2006년 1월) 등의 조치가 이루어졌다. 그러나 2007년 재정수지가 적자로 반전되자 2008년 1월부터 입원식대에 대해 다시 50%의 본인부담금을 부과하고, 6세 미만 아동의 입원에 대해 10%의 본인부담금을 부과하는 보장성 약화조치가 취해졌다. 민영건강보험은 국민건강보험이 보장하지 않는 부분을 보충하여 보장하고 있기 때

25) 2000년 4월부터 2001년 4월까지 1년간 4차례의 수가인상이 있었다.

문에 공보험의 보장성 변동은 민영건강보험의 리스크로 작용하고 있는 것이다. 그러나 민영건강보험은 이에 대해서 보험료율과 보험조건을 완전히 조정하는 것이 어려운 상태에 있다.

2. 리스크의 발생형태

다양한 리스크로 인해 실제 보험금부채는 유효계약 하의 기대부채인 최량 추정치(best estimate)보다 높거나 낮을 수 있다. 최량추정치는 보험회사에 발생하게 되리라 기대되는 보험금부채(claim liability)이다. 실제 부채를 최량추정치로부터 벗어나게 하는 리스크는 변동성, 단기적 불확실성, 극단 사건 리스크 세 가지로 구분할 수 있다(IAA, 2004, p. 120). 단기 리스크모형에서 선정된 기간은 1년이다.

1. 변동성 리스크(Volatility Risk) : 모집단 평균 피보험자의 기대부채는 정확히 추정하였음에도 불구하고 특정 대상기간 동안 클레임의 심도와 빈도가 최량추정치와 달라질 리스크이다. 추정이 월별, 분기별로 이루어 질 경우 보험사고 발생률의 변동성에 미치는 계절효과를 고려하는 것도 중요하다. 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시킴으로써 평균적인 보험금 청구액의 변동성을 감소시킬 수 있다.

2. 불확실성 리스크(Uncertainty Risk) : 피보험자 1인당 기대부채가 현시점에서 잘못 추정되었거나, 정확히 추정되었지만 시간에 따라 변화할 수 있는 리스크이다. 불확실성은 보험금 관련 모형설정이 잘못되었거나(model error 리스크) 모형의 모수가 잘못 추정되었을 때(parameter 리스크) 나타나는 리스크이다. 이는 각 포트폴리오의 크기가 커지면서 감소될 수 있기 때문에 분산 가능하다.

‘model error’ 리스크는 분포 자체가 잘못 이해되는 경우 발생할 수 있으며

(예를 들어 실제분포는 로그노말인데 정규분포로 가정하는 경우), 주요 변수의 채택 또는 관계설정이 틀렸을 때도 발생할 수 있다. 그러나 모델 예러는 허용 가능한 예러 수준 하에서 보다 단순하고 보다 쓰기 쉬운 모형을 얻기 위해 조심성 있게 수용될 수 있다.

‘parameter error’ 리스크는 사용된 관찰 수나 관찰기간이 너무 짧아 제한되는 경우나 관찰치들이 오염된 데이터를 포함하는 경우에 발생한다. 그리고 모수는 시간이 흐름에 따라 변할 수 있으며 이는 구조적 리스크라고 불린다. 그 예로 계약 내용(language)의 해석을 변경하는 새로운 법원의 결정(ruling), 새로운 의학적 발견(암 치료) 또는 새로운 질병(AIDS)등을 들 수 있다. 이러한 리스크는 모형에 고려될 수 있다.

3. 극단적 사건 리스크(Extreme event/Calamity risk) : 정상적 경험 패턴에서 벗어난 일회성 보험사고 리스크이다. 극단 사건은 전체회사에 있어 충격이 크고 빈도가 적은 사건이다. 어떠한 리스크에 대해서도 하나 이상의 극단사건은 일반적인 변동으로부터 발생할 것으로 기대되는 것보다 훨씬 큰 변동성을 야기할 수 있다. 이러한 것들은 손실의 크기를 확정하기 어렵기 때문에 보유해야 할 자본량도 확정하기 어려운 한 번의 충격이다.

우리나라 민영건강보험의 경우는 실질적으로 가격 산출과 준비금 적립시에 극단사건 리스크는 별도로 고려하지 않는다. 일정기간 많은 사람들을 병들고 불구가 되도록 만드는 대재해는 동일한 단체에 대해 같은 보험회사가 인수했더라도 입원보험상품에는 영향이 거의 없다. 모든 대재해가 많은 사람들의 광범위한 입원을 요구하는 것은 아니다. 만약 대재해의 결과로 많은 수의 사람들이 장기입원을 필요로 하더라도 지역 병원시스템의 수용능력이 이를 극복하기가 불가능하다. 때로 정부는 추가적인 시설물을 제공하여 대재해에 신속히 반응하거나 군 의료시설 사용과 휴업중인 병원을 지원할 것이다. 이런 상황에서는 비용은 대개 세금으로 충당된다.

재보험은 부분적으로 대재해의 재무적 충격을 감소시키는 역할을 한다. 정치적 배려가 거의 없는 나라에서 인수된 원보험에서는 일반적으로 보험회사가 대재해의 영향을 보장하기 위해 대재해 재보험을 가입할 것이다. 그러나

우리나라의 경우 민영건강보험에 대해서 재보험을 가입하지 않고 있다.²⁶⁾

우리나라는 가격 산출과 준비금 적립 시 극단사건 리스크는 별도로 고려하지 않고, 재보험을 가입하지 않고 있는데다가 모형화도 곤란하여 이후 논의에서 극단사건 리스크는 제외하기로 한다.

3. 변동성 리스크

위험액의 평가과정에서 변동성리스크와 불확실성리스크의 차이는 개별 보험사고가 독립적인 것으로 가정하는가 혹은 종속적인 것으로 가정하는가에 있다. 전체 모집단에 영향을 주는 일반적 사건에 의한 보험사고 간 종속성은 변동성 리스크에는 반영되지 않는다. 예를 들어 신기술이 도입되어 수술비용이 증가한 경우 모든 보험사고 심도가 증가하게 된다. 그러나 이러한 유형의 종속성은 불확실성 리스크에서 포착될 것이다. 따라서 변동성 리스크 계산에 있어서는 일반적인 수술비용이 주어지고 개별 보험사고에서 발생하는 비용은 서로 독립적이라고 가정된다.

주어진 기간(1년)에 걸친 총손해액(the total claims volume or total loss)을 대상으로 VaR ²⁷⁾를 이용하여 변동성리스크를 측정 및 평가하고자 한다. 변동

26) 대체로 극단 사건 리스크를 계산(calibrate)하는데 이용 가능한 데이터는 전혀 없거나 매우 희소하기 때문에 요구자본량을 결정하기 위해서는 실용적인 방법을 채택할 필요가 있다. 어떤 이들은 사망률(mortality)의 극단적 사건리스크와 동일 원인이 상해 및 의료 보험에도 적용된다고 주장한다. 사망률 증가를 야기하는 환경들은 민영건강보험 및 소득보상보험 보험사고를 동일 수준으로 증가시킬 수 있다. 그러므로 사망률에 대한 접근방법과 같이 극단적 사건 리스크, 변동성리스크, 초년도 불확실성 리스크에 대한 복합 요구자본량은 극단적 보험사고 심도는 변하지 않지만 빈도가 2배가 된다고 가정하여 결정할 수 있다(IAA, 2004, pp. 124-125).

27) 부록에 자세히 설명되어 있다. 정의만을 설명하면 다음과 같다. VaR 은 백분위수(percentile)개념에 바탕을 두고 있다. 특정기간 주어진 리스크 포트폴리오를 고려할 때, 기간 말의 총손실을 X 라 하고 그 확률분포를 $F(x)$ 라 하면 VaR 는,

$$VaR(\alpha) = \text{Min}\{x | F(x) \geq \alpha\}$$

로 정의된다. 즉, VaR 는 특정 기간 동안 특정 신뢰수준(예; $\alpha=0.99$) 하에서의 최대

성 리스크는 개별 보험사고에 대한 빈도 및 심도 확률분포로 모형화 될 수 있다. N 을 청구건수(the number of claims)라 하고 비음 양의 정수인 확률변수라고 하자. X_i 를 i 번째 청구의 크기(the size of the i^{th} claim, $i = 1, 2, \dots, N$)라 하고 일련의 비음 확률변수들, S 는 단위기간 당 보험회사의 총손해액이라고 하자. $N, X_1, X_2, \dots, X_N$ 은 독립적이라고 가정하고 또한, X_i 들은 모두 같은 확률분포를 가진다고 가정하면,

$$S = \begin{cases} \sum_{i=1}^N X_i & \text{if } N \geq 1, \\ 0 & \text{if } N = 0, \end{cases}$$

S 는 복합분포(a compound distribution)라고 한다. 이때, N 이 포아송분포(Poisson distribution)²⁸⁾를 따르면 복합포아송분포라고 한다.

전통적으로 변동성 리스크는 Monte Carlo 프로세스에 모수를 입력하여 발생시킨 많은 시나리오와 시뮬레이션 모형을 사용해서 계산하는 경우가 많다. 또한 복합포아송분포의 첫 3차 모멘트(moment)를 이용하는 방법인 Normal Power Approximation(NPA)을 좋은 대안으로 제시할 수 있다. 혹은 Cornish-Fisher Approximation(CFA)을 이용할 수 있다(Cardin and Rusnak, 2007; Cornish & Fisher, 1933).

먼저 S 의 기대값, 분산, 왜도(skewness)를 추정한다. 그 후 노말파워분포(normal power distribution)를 이용한다(Ramsay). 독립적인 피보험자 수가 크다면 중심극한정리(Central Limit Theorem)에 의해 정규분포가 좋은 근사치

손실로 정의되며, 따라서 기업이 $VaR(\alpha)$ 만큼의 자본을 설정할 경우 그 기업의 파산 확률은 $1 - \alpha$ 이하가 됨을 의미한다.

28) 평균이 λ 라고 알려져 있다면 n 번 일어날 확률을 나타내는 확률생성함수(PGF: Probability Generating Function)는

$$\begin{aligned} f(n) &= \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \\ &= 0 \quad \text{elsewhere,} \\ \text{where } \lambda &> 0. \text{ 평균} = \text{분산} = \lambda, \text{ 왜도는 } \lambda^{-1/2} \text{이다.} \end{aligned}$$

로 사용될 수 있다. N 이 포아송분포일 경우 S 의 기대값, 분산, 왜도(skewness)는 다음과 같다 (Rolski, 1998).

$$\begin{aligned} E[S] &= E[N]E[X_i] \\ Var[S] &= E[N]E[X_i^2] \\ Skewness[S] &= E[N]E[X_i^3]/Var[S]^{3/2} \end{aligned}$$

$E[S]$ 는 부채의 최량추정치이다. $E[N] = \text{피보험자수} \times \text{관찰된 평균 보험사고 발생률}$, $E[X_i]$ 는 관찰된 보험사고금액의 평균으로 추정되며, 전년에 비해 차년의 보험사고가 더 커질 것으로 기대되면 조정도 가능하다(IAA, 2004, p122).

α 를 신뢰수준(예, 0.99)이라고 하고 q_α 를 손해액밀도함수(loss density function)의 α -quantile²⁹⁾이라고 하면, q_α 가 신뢰수준 α 에서의 VaR값이 되며 이는 NPA를 통해 아래와 같이 구해질 수 있다.

$$\frac{q_\alpha - \mu}{\sigma} = y_\alpha + \frac{1}{6}\gamma_1(y_\alpha^2 - 1) + \frac{1}{24}\gamma_2(y_\alpha^3 - 3y_\alpha) - \frac{1}{36}\gamma_1^2(2y_\alpha^3 - 5y_\alpha)$$

여기서 μ 는 총손해액 분포의 평균, σ 는 표준편차, γ_1 는 S 의 왜도, γ_2 는 첨도이며 y_α 는 표준정규분포의 α -quantile이다. 위 식에서 마지막 두 개의 항은 상당히 작은 수이므로 계산의 편의를 위해 생략가능하며 생략하는 경우,

$$q_\alpha(\gamma) = \mu + \sigma(y_\alpha + \frac{1}{6}\gamma_1(y_\alpha^2 - 1))$$

로 나타낼 수 있다.³⁰⁾

29) 100-quantiles 은 percentiles 이라고 하고, 4-quantiles은 quartiles 라고 한다.

30) 예를 들어 신뢰수준 α 가 0.995라고 하면 $y_\alpha=2.58$ 이므로 $VaR_{0.995}$ 의 근사치인 $q_{0.995} = \mu + \sigma(2.58 + 0.94\gamma_1)$ 로 나타낼 수 있으며 0.99와 0.95에서는 각각

이상은 VaR_α 을 이용한 변동성의 측정에 관한 논의이다. TVaR 산출을 위해서는 다음 공식을 이용할 수 있다(Dowd and Blake, 2006; Cardi and Rusnak, 2007).

TVaR의 구체적인 형태는

$$TVaR_\alpha = E\{s | s \geq VaR_\alpha\}$$

로 정의 된다. 확률분포함수 $F(S)$ 의 S 가 연속인 경우 확률의 관점에서 적분으로 표현하면,

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_\alpha^1 VaR_p dp$$

이다. 이것을 확률변수 S 의 관점에서 보면 TVaR에 해당하는 S 의 범위는 VaR_α 부터 ∞ 까지이며, S 가 움직일 때 확률의 변화분은 누적분포함수의 변화분 $dF(s)$ 이므로

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} s dF(s)$$

으로 정의 된다. 정확도는 다소 떨어지지만 간편하게 계산해 보기를 원하는 사람을 위하여 표준정규분포를 가정할 경우의 측정 방식을 부록에 자세히 설명해 놓았다.

$q_{0.99} = \mu + \sigma(2.327 + 0.736\gamma_1)$, $q_{0.95} = \mu + \sigma(1.645 + 0.282\gamma_1)$ 로 나타낼 수 있다. 그리고 NPA는 생명보험 사망률리스의 변동성에도 적용가능하다(IAA, 2004, p122).

4. 불확실성 리스크

변동성리스크의 평가과정에서는 개별 보험사고가 독립적인 것으로 가정한다. 불확실성 리스크의 평가과정에서는 이를 종속적인 것으로 가정하고 모형에 반영한다는 점이 차이점이다.

민영건강보험상품에서는 단기적 불확실성이 장기적 불확실성에 비해 다른 성격을 가지며 보다 일반적으로 나타나기 때문에 리스크를 분리하는 것이 바람직하다. 그러나 만약 보험요율을 주기적으로 조정가능하면 장기 불확실성 리스크는 줄어든 것이다. 우리나라는 일반손해보험은 1년 단위의 상품이고 위험보험료도 매년 조정이 가능하다. 장기손해보험의 경우는 3년마다 보험료 조정이 가능하여 장기 불확실성 리스크는 줄어들고 최근에는 매년 위험율을 갱신하는 상품을 중심으로 판매되고 있기 때문에 단기불확실성 리스크를 중심으로 연구를 진행하고자 한다.

가. 시뮬레이션

1) 시뮬레이션 모형

시뮬레이션 모형은 경험데이터의 평균과 분산을 가지고 불확실성 리스크를 반영한 총손해액 분포를 가정된 확률분포에 근사시키는 방법이다. 본 연구는 각 보험종목의 빈도와 심도로 총손해액을 표현하는 방법(CRM: Collective Risk Model)을 이용하여 분포를 결정하고 그리고 모수를 추정한다. CRM의 주요 장점은 클레임 심도와 클레임 건수분포에 대한 평균과 분산을 이용하므로 원자료가 없이도 시뮬레이션의 이용이 가능하고 경험데이터를 구하기가 용이하다는 것이다. 주요 단점은 클레임 빈도와 클레임 심도 분포 각각의 모수불확실성(parameter uncertainty)³¹⁾에 있다(Heckman and Meyers, 1983;

31) 모델에서 리스크가 생성되는 곳은 프로세스 리스크(process risk)와 모수 리스크(parameter risk)가 있다. 프로세스 리스크는 확률적 클레임 수와 클레임 크기로부터 생성되고, 모수 리스크는 클레임 빈도승수와 심도승수에 의해서 생성되는 리스

Meyers, 1999; Meyers *et. al.* 2003; IAA, 2004, Appendix B).

① 빈도의 불확실성

클레임 건수가 독립적이라고 가정할 경우 나타날 수 있는 문제를 살펴보는 것이 모수불확실성의 이해를 도울 것이다(Heckman and Meyers, 1983).

- 두 기간 내에서 발생하는 클레임은 독립적이다.
- 한 기간 내에서 발생하는 기대클레임 수는 그 기간의 길이에 의존하고 초기값에 대해서는 독립적이다.
- 한 시점에서는 한 번의 클레임이 발생한다.

그러나 위 가정은 다음의 경우에 충족되지를 않는다.

1. 양의 접촉의존성(Positive Contagion)

하나의 클레임은 다른 몇몇 클레임을 유발할 수 있다. 그래서 한 기간에서 기대클레임 수보다 높은 클레임 수는 다음 기간에 기대클레임 수를 증가시킬 수 있다.

2. 음의 접촉의존성(Negative Contagion)

단체생명보험의 경우를 예를 들면, 한 기간에서의 사망은 다음 기간에서 기대사망수를 줄일 것이다. 그래서 한 기간에서 기대클레임 수보다 높은 클레임 수는 다음 기간에 기대클레임 수를 감소시킬 수 있다.

3. 모수 불확실성(Parameter Uncertainty)

포아송 분포의 기대클레임 수를 추정하고자 할 때 두 가지 방법이 있다. 각 방법에서 모수 불확실성이 발생할 수 있다. 첫째, 경험데이터를 사용할 수 있다. 이때는 샘플 오류로부터 모수 불확실성이 발생할 수 있다. 둘째, 고려중인 피보험자들과 유사한 피보험자 그룹에 대한 평균 클레임 수를 사용할 수 있다. 이 경우 그 그룹의 각 구성원이 다른 클레임 수를

크이다. 모수 리스크가 몇몇 보험종목에 대해서 작동할 때, 우리는 모수 리스크에 의해서 생성된 상관성(correlation)이 있다고 한다.

가질 것이라면 모수불확실성이 발생할 수 있다. 관찰된 한해의 클레임 건수 데이터를 기초로 분포를 적합시키지만 그 다음해에는 피보험자가 다를 것이기 때문이다. 그리고 사고가 발생했지만 보고되지 않은 클레임 건수를 추정해야 하는 것도 관찰된 클레임 건수에 발생하는 문제이다. 이러한 어려움 때문에 이항분포, 포아송분포 혹은 음이항분포 등의 클레임 건수분포를 가정하게 된다.

② 심도의 불확실성

심도 데이터의 분포를 적합시킬 때에도 모수불확실성 문제가 발생한다. 주요 문제는 인플레이션을 어떻게 심도분포에 반영하는가이다.

우리나라의 실손형 민영건강보험은 국민건강보험이 보장하지 않는 부분을 보장한다. 국민건강보험은 행위당수가제를 통해서 의료비를 통제하고 있기 때문에 의료비용의 인플레이션이 일반 인플레이션보다 높지 않을 수 있다. 즉 우리나라의 경우는 의료비용 인플레이션에 의한 심도의 모수불확실성은 일반 인플레이션에 의한 모수불확실성보다 크지 않을 수 있다.³²⁾

CRM에 발생하는 모수불확실성의 문제를 고려하면서 총손해액 분포를 계산하는 방법은 몬테카를로 시뮬레이션이 있다. Meyers(1980)가 처음으로 이 시뮬레이션 접근을 시도 했다. Russel and Gary (1980)은 CRM의 모수들은 알려져 있지 않다는 것을 인지하고 이것을 반영하고자 심도와 건수 분포 모수를 확률변수로 다루면서 모수불확실성 문제를 다루었다. Heckman and Meyers(1983)는 클레임 건수분포의 접촉의존성(contagion)과 모수불확실성을 정의하고 이를 확률변수인 승수를 이용하여 시뮬레이션 모형에 반영하였다. 그러나 그들은 클레임 건수분포의 접촉의존성과 모수불확실성의 효과는 동일하다고 보고 분리하여 모형에 반영하지는 않았다. 그리고 심도분포의 모수불확실성을 모든 보험종목에 동일한 승수를 곱하여 반영하고자 했다.

32) 이상에서 살펴본 바와 같이 모수불확실성의 문제는 시간에 따른 변화에 기인한다. 그래서 CAS(Casualty Actuarial Society)는 이를 반영하는 RBC 산출공식을 정립하는 과정에서 DFA(Dynamic Financial Analysis)라는 용어를 만들어냈다. 향후 모수불확실성의 문제는 CRM에서 매우 중요한 요소가 될 것이다.

Meyers(1999)는 Heckman and Meyers(1983)의 클레임 건수분포의 집축의존성을 반영하면서 동시에 모수불확실성의 문제를 구분해서 다루고자 했다. 모수불확실성의 영향을 구분해서 모형에 반영하기 위해서 보장내용에 따라 보험종목들을 공분산그룹(covariance group)으로 분리하고 각 공분산그룹내의 보험종목 건수분포에 동시에 영향을 주는 요인을 모형에 반영하고자 했다. 그러나 심도분포의 모수불확실성을 고려하지는 않았다. Meyers *et al.*(2003)은 공분산그룹으로 분리하는 모형을 이용하면서 한 회사 내의 보험종목 간 의존성, 회사 간 보험종목 사이의 의존성을 추정하고자 했다.

본 연구에서 소개하고 발전시킬 IAA모형은 클레임 건수분포의 집축의존성과 모수불확실성에 대해서는 Heckman and Meyers(1983)의 접근 방법을 따르고 있다. 즉, 클레임 건수 분포에 대한 양의 집축의존성과 모수불확실성의 효과를 동일하게 보고 있다. 양의 집축의존성과 모수불확실성의 효과를 다르게 본다면 판단에 의존해서 추정되어야 할 모수가 하나 더 늘어나게 되기 때문이다. 심도분포의 모수불확실성에 대해서는 Heckman and Meyers(1983)의 접근 방법과는 달리 보험종목마다 다른 승수를 적용하고 그러한 모수불확실성의 영향으로 인해 종목사이에 의존성이 생성되고 있음을 반영하고 있다. 이 방법은 이해가 용이하고 정확도를 크게 개선시키기 때문에 IAA(2004)는 이를 발전시킨 모형을 제시하고 있는 것이다.

그러한 시뮬레이션 알고리즘을 보면 다음과 같다.

1. 지급보험금(claim payments)이 불확실한 각 보험종목 i 에 대해서
 - 평균이 1, 분산이 c 인 감마분포로부터 한 보험종목에 대해서 하나의 수(a random number) χ_i 를 선택하라. 한 보험종목에 하나의 χ 가 생성된다.
 - 평균이 $\chi_i \lambda_i$ 인 포아송분포로부터 한 보험종목 i 에 해당하는 하나의 클레임 건수(a random claim count) K_i 를 선택한다. 그러면 한 종목에 하나의 K 가 생성된다. 여기서 χ_i 는 확률적 클레임빈도승수(a random claim frequency multiplier)라고 하고, λ_i 는 기대클레임건수(expected claim count : 유효계약건수×기대보험사고빈도(율))이다.

클레임 건수 승수 χ_i 가 감마분포이기 때문에 클레임건수 분포(claim count distribution)는 음이항분포(Negative Binomial Distribution)가 된다. 양의 접촉의존성과 모수불확실성 모두를 반영하기 위해서는 음이항분포를 사용하여야 한다.³³⁾ 그리고 모수 c 는 기대클레임건수의 체계적 리스크(systemic risk)를 반영하는 모수이고, 보험종목 i 에 대한 양의 접촉의존성모수(positive contagion parameter)라고 부른다(Heckman and Meyers, 1983). 빈도승수가 곱해진 평균으로부터 K_i 가 생성되므로 K_i 는 종목내의 접촉의존성이 반영된 숫자가 된다.

- 각 보험종목 i 에 대해서 그리고 클레임 건수 $k = 1, \dots, K_i$ 에 대해서, 평균 μ_i , 그리고 표준편차 σ_i 인 로그정규분포로부터 하나의 클레임 크기(a random claim size), Z_{ik} , 를 선택한다. μ_i (expected claim severity)와 σ_i (variance of the claim severity distribution)는 개별 보험사고에 대한 심도분포(로그정규분포)의 모수가 된다. 한 보험종목 i 의 클레임 건수(a random claim count)가 K_i 개라면 Z_i 의 선택 과정은 K_i 번 반복된다.

$$2. X_i = \sum_{k=1}^{K_i} Z_{ik}, \text{ 보험종목 } i \text{의 손해액}$$

K_i 는 종목내의 접촉의존성이 반영된 숫자이므로 보험종목 i 의 손해액에 이것이 반영된다.

이상의 알고리즘은 심도분포가 알려져 있다고 가정한 것이다. 그래서 실제로 이 분포는 과거 관찰치를 이용해서 추정되거나 단순히 가정 되어야 한다. 그러나 심도분포의 불확실성은 CRM의 결과에 영향을 줄 수 있다. 따라서 분포의 형태(shape)는 알려져 있지만 분포의 규모(scale)에는 불확실성이 있다고

33) 만약 $c_i = 0$ 이면 클레임 건수분포는 포아송분포, $c_i > 0$ 이면 음이항분포, $c_i = -1/n$ 이면 n 번의 시행을 나타내는 이항분포(binomials)가 된다(Heckman and Meyers, 1983).

가정하면 다음과 같다.

3. 균일분포(a uniform distribution: (0, 1))로부터 임의의 수(a random number) p 를 선택한다. 각 종목 i 에 대해서 p^{th} 퍼센타일이 되도록 β_i 를 선택한다. 여기서 규모모수(scaling parameter) β_i 는 $E[\beta_i] = 1$ 그리고 $Var[\beta_i] = b_i$ 인 감마분포를 갖는다. b_i 는 혼재모수(mixing parameter)라고 하고 클레임 심도분포의 모수불확실성의 척도이다. b_i 는 각 보험종목 손해액(loss)에 영향을 주는 경제적 환경의 불확실성(systemic risk)을 계량화 하는 모수가 된다.

즉, 일단 하나의 확률 p 가 선택되고 나면 그 확률에 해당하는 퍼센타일이 결정되는데 각 보험종목은 다른 분산(b_i)을 가지고 있어서 p^{th} 퍼센타일의 위치(β_i)는 다르게 된다. 그런데 확률 p 가 변동하면 각 종목의 p^{th} 퍼센타일의 값은 동일 비율로 변동하게 되어 보험종목 간 상관계수 $\rho_{ij} = 1$ 인 β_i 's의 다중분포가 생성된다. 즉, β_i 로 인해 각 보험종목의 손해액들 사이에 의존성이 생성되는 것이다.³⁴⁾

4. $X = \sum_i \beta_i X_i$, 보험회사의 손해액

종목내의 접촉의존성이 클레임 건수에 반영되고 심도의 모수불확실성이 반영된 보험회사 손해액이다.

위의 시뮬레이션 알고리즘은 클레임 건수에 양의 접촉의존성을 부여하고, 클레임 심도에 모수 불확실성을 부여해서 의존성을 생성하고 있다. 모수 c_i 는 한 종목내의 보험증권들 사이의 의존성에 영향을 주고 b_i 는 보험종목사이의 의존성에 영향을 준다는 것에 유의할 필요가 있다.

위 모형의 평균과 분산은 다음과 같다(IAA, 2004, p. 111).³⁵⁾

34) 심도분포에 공제(deductible)가 있다면, 공제를 초과할 확률 P 를 고려해야 한다. 음이항건수분포의 모수 λ 를 $p\lambda$ 로 대체해야 한다. 이때 c 는 변화하지 않는다.

$$E[X_i] = E[E(X_i|K_i)] = E[K_i\mu_i] = E[E(K_i|\chi_i)] \cdot \mu_i = \lambda_i\mu_i$$

$$E[X] = \sum_i E[X_i]$$

$$E[K_i] = E(K_i|\chi_i) \cdot E(\chi_i) = \lambda_i$$

$$\begin{aligned} Var[K_i] &= E_{\chi_i}(Var(K_i|\chi_i)) + Var_{\chi_i}(E(K_i|\chi_i)) \\ &= E_{\chi_i}(\chi_i\lambda_i) + Var_{\chi_i}(\chi_i\lambda_i) \\ &= \lambda_i + c_i\lambda_i^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Var[X_i] &= E_{K_i}(Var(X_i|K_i)) + Var_{K_i}(E(X_i|K_i)) \\ &= E_{K_i}(K_i \cdot Var(Z_i)) + Var_{K_i}(K_i \cdot E(Z_i)) \\ &= E_{K_i}(K_i) \cdot \sigma_i^2 + \mu_i^2 Var_{K_i}(K_i) \\ &= \lambda_i\sigma_i^2 + \mu_i^2(\lambda_i + c_i\lambda_i^2) \end{aligned}$$

$$Cov[X_i, X_j] = 0 \text{ for } i \neq j$$

- 35) 다음을 참조한다. 조건부 기댓값과 분산이 $E[X|\theta]$, $Var[X|\theta]$ 일 때, X_i 들이 θ 가 주어진 상태에서 조건부로 독립적일 경우는 다음과 같다.

$$E\left[\sum_{i=1}^n X_i|\theta\right] = n \cdot E[X|\theta], \quad Var\left[\sum_{i=1}^n X_i|\theta\right] = n \cdot Var[X|\theta]$$

무조건부로 독립적일 경우는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Var\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] &= E_\theta\left[Var\left(\sum_{i=1}^n X_i|\theta\right)\right] + Var_\theta\left[E\left(\sum_{i=1}^n X_i|\theta\right)\right] \\ &= n \cdot \underset{\substack{\uparrow \\ \text{Process Variance}}}{E_\theta[Var(X|\theta)]} + n^2 \cdot \underset{\substack{\uparrow \\ \text{Parameter Variance}}}{Var_\theta[E(X|\theta)]} \end{aligned}$$

대부분의 보험에서 Process Variance 가 Parameter Variance보다 크다. 그러나 n 이 증가함에 따라 Parameter Variance는 중요해 진다.

$$\begin{aligned}
 Var[\beta_i X_i] &= Cov[\beta_i X_i, \beta_i X_i] \\
 & \text{Consider } Var(\beta_i) = E(\beta_i^2) - E^2(\beta_i), E^2(\beta_i) = 1, \\
 & \quad Var(\beta_i) = b_i, \quad E(\beta_i^2) = 1 + b_i. \\
 &= E[(\beta_i X_i)^2] - [E(\beta_i X_i)]^2 \\
 &= E(\beta_i^2) \cdot E(X_i^2) - E(X_i)^2 \\
 &= [Var(\beta_i) + E(\beta_i)^2] \cdot [Var(X_i) + E(X_i)^2] - E(X_i)^2 \\
 &= (1 + b_i)[Var(X_i)] + E[X_i]^2 b_i \\
 &= (1 + b_i)[\lambda_i \sigma_i^2 + \mu_i^2 (\lambda_i + c_i \lambda_i^2)] + b_i \\
 \\
 Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j] &= E[\beta_i X_i - E(\beta_i X_i)][\beta_j X_j - E(\beta_j X_j)] \\
 &= E[(\beta_i X_i - \lambda_i \mu_i)(\beta_j X_j - \lambda_j \mu_j)] \\
 &= E(\beta_i \beta_j) E(X_i X_j) - \lambda_i \mu_i E(\beta_j X_j) - \lambda_j \mu_j E(\beta_i X_i) + \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j \\
 &= E(\beta_i \beta_j) E(X_i X_j) - \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j \\
 & \text{Consider } Cov(\beta_i, \beta_j) = E[\beta_i - E(\beta_i)][\beta_j - E(\beta_j)] = E(\beta_i \beta_j) - 1 \\
 & \quad E(\beta_i \beta_j) = \rho_{ij} \sqrt{b_i b_j} + 1 \\
 & \text{그러므로} \\
 &= (\rho_{ij} \sqrt{b_i b_j} + 1) \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j - \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j = (\rho_{ij} \sqrt{b_i b_j}) \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j \\
 &= (\rho_{ij} \sqrt{b_i}) \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j \cdot (\rho_{ij} \sqrt{b_j}) \lambda_i \mu_i \lambda_j \mu_j, \quad \rho_{ij} = 1 \text{로 가정한다.} \\
 \\
 Var[X] &= \sum_i \sum_j Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j]
 \end{aligned}$$

이 모형은 건수분포의 접측의존성과 심도분포의 모수불확실성을 모형화하기 위해서 수학적으로 편리한 분포를 선택하고 있다. 모수불확실성은 직접적으로 관찰 가능한 것이 아니기 때문에 적절한 분포를 찾는 데는 어려움이 있게 마련이다. 앞으로 보다 많은 연구가 필요하다.

2) 시뮬레이션 모형의 모수추정

IAA(2004)는 손해율과 의료인플레이션율을 이용하여 모수를 추정하는 방법³⁶⁾을 제안한 바 있다. 그러나 그러한 추정법으로 산출된 모수값들은 모든

36) b_i , c_i 는 다음과 같이 추정될 수도 있다(IAA, 2004, pp. 123-124). 시뮬레이션 모형으

보험종목에 공통적으로 적용되어 각 보험종목의 특성을 반영하지 못하고 있다. 그리고 심도의 불확실성이 의료인플레이션에서 만이 기인한다는 가정 하에 b_j 를 추정하는 문제점을 가지고 있다. 그래서 본 연구는 종목별 특성을 반영할 수 있도록 하는 추정법을 위의 시뮬레이션 모형에 적용함으로써 IAA(2004)가 제안한 시뮬레이션 모형을 발전시키고자 한다.

$c_j, j = 1, \dots, k$ 는 다음과 같이 추정될 수 있다. 보험회사가 하나이며 관찰 기간이 r 인 경우 $i = 1, \dots, r$ 에 대해 N_i 를 i 번째 해의 사고건수라고 하면 위험노출(exposure 또는 premium)을 나타내는 e_i 는 상수 R 에 대해 $e_i = R \cdot E[N_i]$ 의 관계가 있다.³⁷⁾

$\hat{\lambda}_1 = (1/r) \sum_{i=1}^r N_i \cdot (e_1/e_i)$ 그리고 $V = \sum_{i=1}^r ((e_1/e_i) \cdot N_i - \hat{\lambda}_1)^2$ 라고 할 때 c_j 는 아래와 같이 추정된다.

$$\hat{c}_j = \frac{V - (r-1)/r \sum_{i=1}^r (e_1/e_i) \cdot \hat{\lambda}_1}{(r-1) \cdot \hat{\lambda}_1^2}$$

b_j 는 다음과 같이 추정된다. $X_1, \dots, X_r$ 를 r 개의 독립적인 총손해액이라고 하자. 그리고 $A_i = X_i/N_i$ 를 평균 건당지급보험금이라고 하자.

로부터 연간 손해율의 분산은 다음과 같다.

$$Var[loss\ ratio] = [(1 + b_i)c_i + b_i] \times E[loss\ ratio]^2$$

무한 크기 포트폴리오의 손해율 근사치로서 민영건강보험 산업전체의 손해율을 사용할 수 있다. b_i 는 인플레이션 효과의 변화를 보여주는 유일한 계수이고 다음과 같이 추정될 수 있다.

$$b_i = Var(\text{Annual Medical Inflation}) / (1 + \text{Average Medical Inflation})^2$$

위 두 식으로부터 b_i 와 c_i 의 값을 도출할 수 있다.

37) 상수 R 은 예를 들어, η_1 을 $\eta_2, \eta_3, \dots$, 등으로 표현($\eta_1 = \frac{e_1}{e_2} \eta_2$)하는데 필요한 수이다.

$N = \sum_{i=1}^r N_i$ 로 정의하고, $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^r X_i / N$ 는 $E[Z]$ 의 추정치이고, $\hat{\sigma}^2$ 는 $Var[Z]$ 의

추정치라고 하자. 그리고 $W = \sum_{i=1}^r N_i \cdot (A_i - \hat{\mu})^2$ 로 정의하면

$$\hat{b}_j = [W - (r-1) \cdot \hat{\sigma}^2] / [(r-1) \cdot \hat{\sigma}^2 + \hat{\mu}^2 \cdot (N - (1/N) \sum_{i=1}^r N_i^2)]$$

추정량(estimators) $\hat{c}_j$ 는 작은 r 과 작은 N_i 에 대해서도 (예, $r = 5$, $N_i = 250,000$) 상당히 정확한 추정치를 보이지만 $\hat{b}_j$ 는 작은 r 에 대해서는 N_i 가 클 수록 (예; $N_i = 1,000,000$) 정확도가 향상된다(Meyers & Schenker, 1982).

나. 로그정규분포를 가정한 시뮬레이션 모형의 TVaR 측정

앞에서 시뮬레이션 모형의 종목별 그리고 총 손해액분포의 평균과 분산을 유도 했다. 경험데이터의 평균과 분산을 이용하여 로그정규분포의 평균과 분산을 추정하고 시뮬레이션 모형의 손해액분포의 평균과 분산을 계산하여 TVaR을 산출할 수가 있다. 먼저 재보험을 적용하기에 앞서 과거 경험데이터에 대해서 각 보험종목에 대한 손해액모델(loss model)의 클레임의 심도에 대한 로그정규분포의 기댓값과 CV(coefficient of variation : σ_i / μ_i), 그리고 불확실성 모수 b_i, c_i 를 결정해야 한다.

로그정규분포³⁸⁾의 모수를 추정³⁹⁾하면 다음과 같다.

38) 로그정규분포는 다음과 같이 정의된다.

$$\text{확률밀도함수(pdf)는 } f(x) = \frac{1}{x\tau\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln(x)-v)^2}{2\tau^2}\right] \text{이고,}$$

$$\text{누적분포함수(cdf)는 } F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left[\frac{\ln(x)-v}{\tau\sqrt{2}}\right] \text{이다.}$$

이때 평균(mean)은 $e^{v+\tau^2/2}$, 분산(Variance)은 $(e^{\tau^2}-1)e^{2v+\tau^2}$, 그리고 왜도

$$\text{분산: } \hat{\tau}_i^2 = \ln[\sigma_i^2/\mu_i^2 + 1]$$

$$\text{평균: } \hat{v}_i = \ln \mu_i - \hat{\tau}_i^2/2$$

클레임당 일정액(r)을 초과하는 부분을 보장하는 재보험⁴⁰⁾이 있는 경우 로그정규분포의 모수(v_i, τ_i) 추정법은 다음과 같다(Klugman *et al.* 2004, Appendix A).

$$E[(X_i \wedge r)] = \exp(v_i + \frac{1}{2}\tau_i^2)\Phi(\frac{\ln r - v_i - \tau_i^2}{\tau_i}) + r[1 - F(r)]$$

$$Var[(X_i \wedge r)] = E[(X_i \wedge r)^2] - E^2(X_i \wedge r)$$

여기서 $E[(X_i \wedge r)^2] = \exp(2v_i + 2\tau_i^2)\Phi(\frac{\ln r - v_i - 2\tau_i^2}{\tau_i}) + r^2[1 - F(r)]$ 이다.

두 번째 단계로 보험회사는 각 보험종목에 대해서 기대클레임건수의 추정치, λ_i , 를 제시한다. 이 추정치는 보험회사의 각 종목에 재보험이 없는 경우 기대손해액 추정치를 기대클레임의 심도로 나누어서 산출한다. 이에 대한 추

(Skewness)는 $(e^{\tau^2} + 2)\sqrt{e^{\tau^2} - 1}$ 이다.

39) 분산(Variance), $Var(X) = \sigma^2 = (e^{\tau^2} - 1)e^{2v + \tau^2}$, 의 양변에 로그를 취하면

$$\ln Var(X) = \ln(e^{\tau^2} - 1) + 2v + \tau^2 = \ln(e^{\tau^2} - 1) + 2\ln \mu$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } \ln(e^{\tau^2} - 1) &= \ln \sigma^2 - \ln \mu^2 \\ &= \ln[\sigma^2/\mu^2] \end{aligned}$$

이므로 위와 같은 결과를 얻는다.

다음으로, 평균(mean), $E(X) = \mu = e^{v + \tau^2/2}$, 의 양변에 로그를 취하면

$\ln E(X) = v + \tau^2/2$ 이므로 위와 같은 추정식을 얻는다.

40) $X \wedge r = \begin{cases} X, & X < r \\ r, & X \geq r \end{cases}$ 으로 정의한다.

정방법은 푸리에 변환모형을 논하는 과정에서 제시될 것이다. 기대심도는 재보험여부에 따라 다르지만 기대건수는 재보험 여부와 관계없이 동일하다.

이상의 정보는 시뮬레이션 알고리즘을 이용하여 각 보험회사에 재보험이 있는 경우와 없는 경우의 총손해액 분포의 기댓값, $E[X] = \sum_i E[X_i]$, 과 분산 (표준편차), $Var[X] = \sum_i \sum_j Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j]$, 을 계산하기 위해 필요하다.

세 번째 단계, α^{th} 퍼센타일(신뢰수준, 99% 등)에서 로그정규분포의 VaR을 계산한다. 앞에서는 종목별이지만 이번에는 총 손해액 분포의 기댓값, $E[X]$ 와 분산, $Var[X]$ 와 동일한 로그정규분포의 평균과 분산을 추정한다.

$VaR_{0.99}$ 의 산출과정을 보면 다음과 같다. $0.99 = F(x) = \Phi(z)$, $z = \frac{\ln x - v}{\tau}$ 이므로 표준정규분포의 $\frac{\ln x - v}{\tau} = 2.32$ 로부터 $\ln x = v + 2.32\tau$ 을 얻을 수 있다. 따라서,

$$VaR_{99\%} = x = e^{\hat{v} + 2.32\hat{\tau}}$$

에 추정된 분산과 평균을 대입하면 $VaR_{0.99}$ 를 추정할 수 있다. 재보험이 있는 경우라면 그 경우의 분산과 평균을 대입하면 된다.

네 번째 단계, 로그정규분포의 Limited Expected Value, $E[X \wedge VaR_a]$ 를 계산한다(Klugman *et al.* 2004, Appendix A).⁴¹⁾ 이 단계의 아이디어는 재보험 수준 미만의 분포를 결정하는 방법이 $VaR_{0.99}$ 수준 미만의 분포를 결정하는 것과 동일하다는 것에 착안한 것이다.

$$E[(X \wedge x)] = \exp(v + \frac{1}{2}\tau^2) \Phi(\frac{\ln x - v - \tau^2}{\tau}) + x[1 - F(x)]$$

여기서, x 는 $VaR_{0.99}$ 에 해당하고, $F(x) = \Phi(z)$, $z = \frac{\ln x - v}{\tau}$ 이다. 그리고 우

41) $X \wedge x = \begin{cases} X, & X < x \\ x, & X \geq x \end{cases}$ 으로 정의한다.

변의 $\exp(v + \frac{1}{2}\tau^2)$ 는 μ 이다. 두 번째항 $(\frac{\ln x - v - \tau^2}{\tau})$ 에서 x 는 $VaR_{0.99}$ 에 해당하므로 이 값을 이용하여 계산한 결과를 이용하여 표준정규분포표로부터 Φ 값을 구한다. 세 번째 항은 $x = VaR_{0.99}$ 과 $F(x) = \Phi(z)$, $z = \frac{\ln x - v}{\tau}$ 를 이용하여 계산한다. 즉, TVaR은 동일한 처음 두 모멘트(Moments)를 가진 로그정규분포를 가지고 총손해액 분포를 근사시켜서 계산한다.

마지막 단계, $TVaR_\alpha = VaR_\alpha + \frac{E[X] - E[X \wedge VaR_\alpha]}{1 - \alpha}$ 을 계산한다.⁴²⁾

재보험이 있는 경우는 재보험이 있는 경우의 $E[X]$ 와 $STD[X]$ 를 이용하여 불확실성 리스크의 $TVaR_\alpha$ 를 추정할 수 있다.

다. 푸리에 변환 모형

이상에서 살펴본 불확실성 리스크에 대한 시뮬레이션 모형은 의도적으로

42) 위 식의 유도과정을 보면 다음과 같다.

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_{q_\alpha}^{\infty} x dF(x) = \frac{1}{1-\alpha} \left[\int_0^{\infty} x f(x) dx - \int_0^{q_\alpha} x f(x) dx \right]$$

$$E[(X \wedge x)] = \int_0^{q_\alpha} x f(x) dx + q_\alpha \times [1 - F(q_\alpha)]$$

$$E[(X \wedge x)] = \int_0^{q_\alpha} x f(x) dx + q_\alpha \times (1 - \alpha) \quad \text{이므로}$$

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \left[\int_0^{\infty} x f(x) dx - E(X \wedge x) + q_\alpha \times (1 - \alpha) \right]$$

$$TVaR_\alpha = q_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} [E(X) - E(X \wedge x)]$$

여기서 x 가 VaR_α 수준에 있고 $VaR_\alpha = q_\alpha$ 임을 고려하면,

$$TVaR_\alpha = VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} [E(X) - E(X \wedge VaR_\alpha)]$$

보수적 성향을 지닌다. 시뮬레이션 모형에서 의존성을 생성시키는 클레임 건수 승수 χ_i 와 심도분포에 관한 규모모수(scaling parameter) β_i 는 보험 종목간에 의존성이 1 이었다. 그리고 시뮬레이션 모형은 평균과 분산을 가지고 총손해액 분포를 수많은 반복 산출과정을 통해 근사시키는 방법이었다. 시뮬레이션 모형은 원자료가 없을 경우에 이용할 수 있는 방법인 반면 보수적 의존성의 가정을 완화시키는 것은 용이하지가 않다.

푸리에 변환을 이용한 모형은 의존성의 조정이 상대적으로 용이하고, 평균과 분산을 가지고 총손해액 분포를 근사시키기 보다는 원자료를 가지고 가정된 분포의 형태로부터 불확실성 리스크를 반영한 총손해액 분포를 직접 산출한다. 이러한 푸리에 모형은 내부리스크관리모형(Internal Risk-Management Model)으로 활용할 가치가 있으므로 실증분석이 가능하도록 여러 문헌을 참조하여 상세하게 설명하고자 한다.

초기 모형은(시뮬레이션이건 푸리에 변환이건) 한 가지 보험종목에만 국한된 것이기 때문에 보험종목 사이의 상관관계는 반영하지 않고 있다. 즉, 한 종목 안에서의 모수불확실성이 종목 사이의 상관관계에 영향을 미치지 못하는 모형이었다.

이후 종목 사이의 상관관계를 반영하고자 하는 미국 손해보험계리사회(CAS)의 노력으로 Wang(1998)은 종목 사이의 손실발생건수의 결합확률분포가 비독립적인 모형을 도입하고 푸리에 변환을 통해 총 손실 분포를 계산하는 방법을 제안한다. Meyers *et. al.* (2003)는 Wang의 영향을 받아 종목들을 보장내용에 따라 공분산그룹(covariance group)으로 묶어 모수불확실성을 적용함으로써 특정 공분산그룹내 손실간의 상관관계를 고려한 시뮬레이션 모형을 제시하였다. IAA(2004) 보고서에는 시뮬레이션 모형에 종목내의 보험사고의 의존성을 고려하고 심도에 승수를 곱함으로써 각 종목 사이의 상관관계를 반영하고 있다.

푸리에 변환 모형의 기본적인 흐름은 다음과 같다. 푸리에 변환 모형은 총 손실의 푸리에 변환을 각 심도의 푸리에 변환과 사고건수의 확률생성함수(pgf, probability generating function)로 표현할 수 있기 때문에 시뮬레이션을 거치지 않고 직접 총 손실 분포에 접근할 수 있다는 사실에 기초한다. 이에 착안하여

Robertson(1992), Wang(1998) 등은 총손해액의 푸리에 변환에 역 푸리에 변환을 적용함으로써 직접 총손해액 분포를 계산하는 방법(Fast Fourier Transformation 이라고도 한다)을 제안한다. Meyers는 총손해액의 푸리에 변환식에서 역변환을 거치지 않고 직접 총손해액 분포를 계산하는 방법을 제안한다.

그런데 푸리에 변환은 일반적으로 폐쇄형 해(closed form solution)를 가지지 않으므로 이 두 방식은 모두 심도분포를 이산분포로 근사시켜야 한다. Meyers의 방식이 심도의 간격에 제한을 두지 않는 반면(piecewise linear cdf 사용) Fast Fourier 방식은 동일한 간격으로 심도분포가 나누어져야 한다는 제한이 있다. 본 연구는 Robertson(1992), Wang(1998)의 Fast Fourier 방식을 채택할 것이며 Meyers도 이를 추천하고 있다.

1) 단일 종목의 푸리에 변환

논의에 사용되는 기본 개념들을 보자. $f_X(x)$ 가 확률변수 X 의 확률밀도함수라 하면,

확률생성함수(pgf, probability generating function) :

$$P_X(t) = E[t^X] = \int f_X(x)t^x dx$$

적률생성함수(mgf, moment generating function) :

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = P_X(e^t)$$

특성함수(chf, characteristic function) :

$$\phi_X(t) = E[e^{itX}] = P_X(e^{it}) = \int_0^\infty e^{itx} f(x) dx = M_X(it), \quad i = \sqrt{-1}$$

로 정의된다(Beard *et. al.* 1984; Heilmann, 1988). 이 특성함수를 푸리에 변환이라고 한다.

푸리에 변환과 총 손실분포의 관계를 보면 다음과 같다. 한 종목 내의 손해액(심도)의 확률변수를 Z 라 했을 때 Z 의 특성함수는 $\phi_Z(t) = E[e^{itZ}]$ 로 정의된다. 각 Z 들이 독립이며 K 개(상수)인 경우 손해액의 합 X 에 대한 특성함수는 아래와 같다.

$$\phi_X(t) = \phi_Z(t)^K$$

이때 K 가 확률변수라면 이에 대응하는 확률생성함수(pgf)의 정의로부터

$$\phi_X(t) = E[(\phi_Z(t))^K] = P_K(\phi_Z(t))$$

임을 알 수 있다.

예를 들어 K 가 음이항분포(negative binomial, (α, β))⁴³⁾를 따를 경우 확률생성함수는

-
- 43) 음이항분포는 성공(확률 p)과 실패를 산출하는 독립적인 각 시행으로부터 발생하는 분포를 설명하는데 이용될 수 있다. 그 실험은 고정된 성공(a fixed number of successes)의 수(α)가 달성될 때 까지 계속된다. 모수가 두 개이기 때문에 모양에 있어서 포아송 분포보다 유연성을 지니고 있다. 한 데이터 셀의 관찰된 분산이 관찰된 평균보다 클 때 음이항분포가 포아송분포보다 적절한 분포일 수 있다. 포아송 분포의 모수, λ 는 기대사고 건수를 측정한다. 그러나 이 모수는 보험회사에게는 알려지지 않고 있어서 불확실성을 내포하고 있다. 그래서 모수를 확률변수로 취급하여 포아송 믹스처(mixture of Poissons)로서 음이항 분포를 생성할 수 있다. 음이항 분포는 다음과 같다.

$$\text{모수 } \alpha > 0, 0 < p < 1$$

$$\text{Probability mass function (pmf) : } \frac{\Gamma(\alpha + k)}{k! \Gamma(\alpha)} p^\alpha (1-p)^k$$

$$\text{Mean : } E(N) = \alpha\beta, \text{ 여기서 } (\beta = \frac{1-p}{p}), \text{ Variance : } Var(N) = \alpha\beta(1+\beta)$$

$$P_K(t) = (1 - \beta(t - 1))^{-\alpha}$$

이므로

$$\phi_X(t) = (1 - \beta(\phi_Z(t) - 1))^{-\alpha}$$

가 된다.

푸리에 변환의 기본적인 아이디어는 위와 같이 구한 특성함수에 역변환을 취함으로써 손해액의 분포를 계산하는 것이다. 위 예는 한 종목만을 가정하고 있으므로 $\phi_X(t) = P_K(\phi_Z(t))$ 를 통해 한 종목 손해액의 합에 대한 누적확률분포 $F_X(t)$ 를 계산할 수 있다.

Heckman and Meyer(1983)의 방법에서는 심도분포를 이산분포로 근사시킬 때 일정한 간격이라고 가정하지 않고 있기 때문에 계산을 위해서는 사고건수 관련 모수를 지정해야 하는 등의 복잡성이 따른다. 심도 분포가 일정간격으로 분포한다고 가정하면 역 푸리에(Inversion Fourier) 변환으로 X 의 분포는 보다 간편하게 계산될 수 있다.

2) 다종목으로의 확장 및 종목 간 상관관계 생성

다종목으로 모형을 확장하기 위하여 각 종목 내 손해액의 합이 $X_1, \dots, X_n$ 이고 각 X_i 가 독립이라고 가정하면 총손해액의 특성함수는

$$\phi_{X_1 + \dots + X_n}(t) = \prod_{i=1}^n \phi_{X_i}(t)$$

가 된다. 각 종목의 손실액의 합 X_i 들은 각기 다른 분포를 가질 것이므로 모두 곱한 형태가 된다.

Wang(1998)은 여기에 각 종목 간의 상관관계를 도입하기 위하여 각 종목 사고발생 건수 $K_1, \dots, K_n$ 의 독립성 가정을 완화한다. 이 때 의존성을 감안하기 위하여 특정 확률분포를 가지는 외부변수 θ 에 의해 $K_1, \dots, K_n$ 간의 의존

성이 발생한다고 가정하므로 $K_1, \dots, K_n$ 은 θ 가 주어진 경우 각각 독립인 조건부확률 $F_{K_i|\theta}(k_i|\theta)$ 을 따른다. 따라서 각 종목별 손해액의 합은 θ 가 주어진 경우에만 독립이므로 총 손해액의 특성함수는

$$\phi_{X_1 + \dots + X_n}(t) = E\left(\prod_{i=1}^n \phi_{X_i}(t) | \theta\right)$$

로 표현되며, 각 종목별 손해액의 합에 대한 특성함수는 $\phi_{X_i}(t) = P_{K_i}(\phi_{Z_i}(t))$ 로 계산할 수 있으므로 위 식은

$$= E\left(\prod_{i=1}^n P_{K_i}(\phi_{Z_i}(t)) | \theta\right)$$

로 표현된다. (Z_i 는 i 종목의 손해액을 나타냄.)

결국 사고발생건수의 종속성을 유발하는 외부변수 θ 를 도입하여 종목 간의 의존성을 고려하는 경우 총 손해액의 특성함수는 비조건부 결합확률생성함수

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = E\left(\prod_{i=1}^n P_{K_i}(t_i) | \theta\right)$$

에 각 종목별 손해액의 특성함수를 대입함으로써 계산할 수 있고, 이 특성함수를 역변환 함으로써 총 손해액의 분포를 얻을 수 있는 것이다. 따라서 이후의 논의들은 결합확률생성함수를 주로 다룬다.

3) Common Poisson Mixtures의 결합확률생성함수 계산

여기에서는 다 종목인 경우 비조건부 결합확률생성함수를 얻는 예를 살펴보고자 한다. 예를 들어 각 종목별 사고발생 건수 $K_1, \dots, K_n$ 에 대하여 아래와 같은 성질을 만족하는 확률변수 θ 가 있다고 가정하자.

$$(K_i|\theta) \sim \text{Poisson}(\theta\lambda_i), \quad i = 1, \dots, n$$

즉, 각 K_i 는 θ 가 주어지는 경우(조건부인 경우) 평균이 $\theta\lambda_i$ 인 포아송분포를 따르며 서로 독립이다. 이때 λ_i 는 포아송분포의 모수이고, θ 의 확률밀도함수(pdf)는 $\pi(\theta)$, 적률생성함수(mgf)는 M_θ 이다. 이 가정을 통하여 각 K_i 는 비조건부인 경우 공통승수인 θ 를 포함하게 되어 종목 간 상관관계가 생성되게 된다.

평균이 $\theta\lambda_i$ 인 경우 포아송분포의 확률생성함수는 $P_{K_i}(t) = e^{\theta\lambda_i(t-1)}$ 이므로 $K_1, \dots, K_n$ 의 결합확률생성함수는 아래와 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) &= E\left(\prod_{i=1}^n P_{K_i}(t_i) | \theta\right) \\ &= E\{e^{\theta[\lambda_1(t_1-1) + \dots + \lambda_n(t_n-1)]} | \theta\} \\ &= \int_0^\infty e^{\theta[\lambda_1(t_1-1) + \dots + \lambda_k(t_k-1)]} \pi(\theta) d\theta \end{aligned}$$

이며, 적률생성함수의 정의로부터

$$= M_\theta(\lambda_1(t_1-1) + \dots + \lambda_n(t_n-1))$$

이 된다. 이 때 한계(marginal) 확률생성함수는 $P_{K_i}(t_i) = M_\theta(\lambda_i(t_i-1))$ 이다.

4) 왜곡(Distortion)함수를 이용한 Common Poisson Mixtures의 일반화

위에서는 특정분포를 갖는 θ 가 각 종목의 사고발생 건수에 의존성을 유발하며 θ 가 주어진 조건부인 경우 사고발생 건수가 포아송분포를 가지는 경우를 가정하는 Common Poisson Mixtures를 이용해 결합확률생성함수를 도출하는 과정을 살펴보았다.

여기에서는 Common Poisson Mixtures의 일반적인 형태인 왜곡법을 이용한 결합확률생성함수를 살펴보고 구체적으로 둘 간의 관계를 도출해 보고자 한다.

왜곡함수를 이용한 결합확률생성함수는 어떤 특정함수가 변수들 간의 의존성을 모두 흡수할 수 있다면 그 함수를 이용하여 서로 종속적인 변수들의 결합확률생성함수를 간편하게 나타낼 수 있다는 아이디어에서 온다.

만약 확률변수 X_i 들이 상호 독립인 경우 결합확률생성함수는 아래와 같다.

$$P_{X_1, \dots, X_n}(t_1, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n P_{X_i}(t_i)$$

어떤 함수 g 가 $[0, 1]$ 에서 증가하며 $g(1)=1$ 인 함수라 하면 컨벌루션⁴⁴⁾ $g \circ P_{K_1, \dots, K_k}$ 는 컨벌루션 $g \circ P_{K_j}$ 들로 결정된다고 볼 수 있으며 한계(marginal) 분포들이 독립적이라 한다면 위 식과 동일한 방법으로 아래와 같은 왜곡된(distorted) 결합확률생성함수를 얻을 수 있다.

$$g \circ P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n g \circ P_{K_i}(t_i)$$

이때 원래의 결합확률생성함수는 아래와 같다.

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = g^{-1} \left\{ \prod_{i=1}^n g \circ P_{K_i}(t_i) \right\}$$

수리적 간편성을 위해 위의 곱의 형태를 합의 형태로 표현하기 위하여 $h(x) = \ln g(x)$ 라 하면 위의 결합확률생성함수는 아래와 같이 표현된다.

44) Convolution은 두 함수의 한 연산자이다. 일반적으로 두 함수 중의 한 함수의 변형된 함수 형태를 산출한다. 이는 교차상관성(Cross-Correlation)의 개념과 유사하다.

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = h^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^n h \circ P_{K_i}(t_i) \right\}$$

이때

$$\text{Cov}[K_i, K_j] = - \left\{ \frac{h''(1)}{h'(1)} + 1 \right\} E[K_i] E[K_j]$$

이다. 증명과정은 Wang(1998, p. 25)를 참조하기 바란다.

컨벌루션을 이용한 왜곡법(distortion method)은 어떤 왜곡함수가 사용되어야 하는지가 문제로 남는다. 여기에서는 Common Poisson Mixtures에서의 결과가 왜곡법의 예가 될 수 있음을 보이고 결과적으로 음이 아닌 확률변수 θ 의 적률생성함수의 역함수가 왜곡함수로 사용될 수 있음을 보일 것이다.

Common Poisson Mixtures에서 우리는 아래와 같은 결과를 얻었다.

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = M_{\theta}(\lambda_1(t_1 - 1) + \dots + \lambda_n(t_n - 1)) \text{ with} \\ P_{K_i}(t_i) = M_{\theta}(\lambda_i(t_i - 1))$$

Lemma: 음이 아닌 확률변수 θ 에 대해 적률생성함수의 역함수인 M_{θ}^{-1} 은 $[0, 1]$ 에서 잘 정의되며 $\frac{d}{du} M_{\theta}^{-1}(u) > 0$, $M_{\theta}^{-1}(0) = -\infty$, $M_{\theta}^{-1}(1) = 0$ 이다.

lemma에 의해 만약 $h(u) = M_{\theta}^{-1}(u)$ 라면 Common Poisson Mixtures 모형의 결합확률생성함수는 아래와 같이 왜곡함수의 컨벌루션 형태로 표현된다.

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = h^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^n h \circ P_{K_i}(t_i) \right\}$$

따라서 우리는 음이 아닌 확률변수 θ 의 적률생성함수의 역함수를 왜곡함수로 사용할 수 있다.

아래에서는 θ 의 분포와 K_i 의 분포를 구체적인 형태로 지정함으로써 실제로 계산이 가능한 형태의 결합확률생성함수를 도출할 것이며, 그 결합확률생성함수를 가지고 우리의 목표인 결합특성함수의 형태를 도출할 것이다.

5) 적률생성함수의 역함수를 이용한 왜곡법의 응용 : 감마분포 도입

예를 들어, θ 의 한계분포가 $M_\theta(t) = (1-t)^{-1/\omega}$ 인 Gamma($1/\omega$, 1)분포를 따른다면 왜곡함수 $h(u) = 1 - u^{-\omega}$ 가 되며, 따라서 K_i 의 결합확률생성함수는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) &= h^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^n (1 - P_{K_i}(t_i)^{-\omega}) \right\} \\ &= h^{-1} \left\{ n - \sum_{i=1}^n P_{K_i}(t_i)^{-\omega} \right\} \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^n P_{K_i}(t_i)^{-\omega} - n + 1 \right\}^{-1/\omega}, \quad \omega \neq 0 \end{aligned}$$

그리고

$$\begin{aligned} Cov[K_i, K_j] &= -\omega E[K_i]E[K_j] \text{이며,} \\ \lim_{\omega \rightarrow 0} P_{K_1, \dots, K_n} &= P_{K_1}(t_1) \cdot \dots \cdot P_{K_n}(t_n) \end{aligned}$$

이다. 따라서 ω 가 0에 가까워지면 상관관계도 0에 접근한다.

6) 음이항(negative binomial) 분포를 통한 총 손실 특성함수 도출

위에서는 감마분포를 따르는 확률변수 θ 를 도입함으로써 종목간 의존성이 반영된 결합확률생성함수를 도출하였다. 여기에서는 사고건수 분포를 구체적인 분포(음이항 분포)로 가정한 결과를 도출하고자 한다.

음이항분포를 사용하는 것은 종목 내에서 양의 접촉의존성 또는 모수불확실성을 직접 반영하기 위한 것이며 따라서 음이항분포의 알파(α)와 베타($\beta = \frac{1-p}{p}$)는 종목 내 모수불확실성을 반영하도록 선택되어야 한다.

모수가 α_i, β_i 인 음이항분포의 확률생성함수는

$$P_{K_i}(t_i) = (1 - \beta_i(t_i - 1))^{-\alpha_i}$$

이므로 이를 앞의 소제목 「4」 왜곡(Distortion)함수를 이용한 Common Poisson Mixtures의 일반화」에서의 결과에 대입하면 아래의 결과를 얻는다.

Theorem: 결합확률생성함수

$$P_{K_1, \dots, K_n}(t_1, \dots, t_n) = \left\{ \sum_{i=1}^n [1 - \beta_i(t_i - 1)]^{\alpha_i \omega} - n + 1 \right\}^{-\frac{1}{\omega}}, \quad \omega \neq 0$$

는 아래와 같은 조건을 만족할 때 한계분포가 $NB(\alpha_i, \beta_i)$, $i = 1, \dots, n$ 인 다변수 음이항분포를 정의한다.

- $0 < \omega < \min \{1/\alpha_i, i = 1, \dots, n\}$,
- $P_{K_1, \dots, K_n}(0, \dots, 0) > 0$ 인 경우 $\omega < 0$ 이며 $1/\omega$ 는 음수이다.

만약 $\alpha_i = \alpha$ 라면 위 식은 $\omega = 1/\alpha$ 인 Common Poisson-Gamma Mixture가 된다(Wang, 1998). 여기서 시뮬레이션 모형과 비교할 때 $c_i = 1/\alpha_i$, $i = 1, \dots, n$ 에 해당한다. 그리고 위 조건은 ω 가 여러 c_i 가운데 가장 작은 것보다 작은 양수 이어야한다는 조건이다.

총 손실의 특성함수 : i 종목이 사고건수와 손해액(K_i, Z_i)으로 특정되었다고 가정하고, 만약 K_i 들의 결합확률생성함수가 위와 같고 사고건수에만 의존성

이 존재한다면 총 손실 X 는 아래와 같은 특성함수를 가진다.

$$\phi_X(t) = \left\{ \sum_{i=1}^n [1 - \beta_i (\phi_{Z_i}(t) - 1)]^{\alpha_i \omega} - n + 1 \right\}^{-\frac{1}{\omega}}, \omega \neq 0$$

따라서 역푸리에 변환을 통해 총 손실의 분포를 구할 수 있다. 위의 모형은 기본적으로 사고건수 분포로 음이항 분포를 가정하고 있으며 종목 간 의존성을 오메가(ω)로 특징하는 모형이다.

위 방식으로 총손실 분포를 계산하는 과정에서는 $E(K_i) = \alpha_i \beta_i$, $Var(K_i) = E(K_i) + \frac{1}{\alpha_i} E(K_i)^2$, 그리고 오메가(ω)를 지정한 후에 특성함수를 계산하면 되며, 최종값에 역푸리에 변환을 하면 된다.

7) 모수 추정

각 보험종목 j 에 해당하는 모수 $c_j = 1/\alpha_j$ 는 별도의 추정이 필요하다. 시물레이션 모형을 설명하는 가운데 설명되었던 추정법을 푸리에 변환에서도 적용시킬 수 있다.

VI. 실증 측정 및 평가 결과

1. 데이터

민영건강보험은 대부분 실손보장부분과 정액보장부분이 결합된 형태이지만 실손보장부분만을 분리 추계해서 분석에 이용한다.

손해보험의 민영건강보험은 보장기간에 따라 장기보험과 단기보험으로 분류된다. 본 연구에서는 보험개발원에서 집적이 잘 이루어지고 있는 장기건강보험 실적을 분석대상으로 하였다. 일반(단기)건강보험에 대한 보험개발원의 자료는 단체계약과 개인계약이 혼재된 상태에 있어서 계약건수와 지급건수를 연계시키는 것이 불가능하여 본 연구에서 분석하지 않는다. 생명보험은 단체보험 상품이 판매되고 있지만 실적이 미미하고, 개인보험은 2008년 5월부터 판매되기 시작하여 2007년 실적은 없기 때문에 본 연구에서는 제외한다.

분석에 이용될 장기손해보험의 실손형 민영건강보험의 통계자료를 보면 다음과 같다. 경과위험보험료는 FY2005에 5,128억 원, FY2006에 6,522억 원, FY2007에 8,613억 원을 기록하여 FY2007에 전년대비 32%의 성장률을 기록했다(<표 IV-1> - <표 IV-3> 참조).

지급보험금 규모는 FY2006에 7,163억 원, FY2007에 9,470억 원을 기록했고, 지급률은 경과위험보험료 기준으로 FY2006에 109.8%, FY2007에 109.9%를 기록하여 FY2007에는 전년에 비해 변동이 없었다.

실손형 민영건강보험은 발생빈도가 높고 사고건당 지급보험금이 소액이라는 특징을 보이고 있다. 상해의료비보험의 사고건수는 FY2007에 126만 건을 상회하고 있으며, 상해, 질병, 상해 및 질병보장 상품의 입원지급건수만을 합하더라도 FY2007에 77만 4천 건에 이르고 있다. 상해의료비보장보험의 사고건당 지급보험금은 FY2005에 41만 원, FY2006에 36만 원, FY2007에 35만 원 수준으로 비교적 소액이며 감소 추세에 있다.

상해-의료비 보장 상품의 사고율은 대형4개사의 경우 FY2005에 0.0571, FY2006에 0.0696, FY2007에 0.0804로 등락 폭이 심하다고 할 수 있고 상승 추

이를 보인다고 할 수 있다. 정도의 차이는 있지만 대부분의 종목에서 그리고 대형4개사와 중소형사를 막론하고 유사한 현상을 보이고 있다(<표 IV-4>참조).

지급률의 경우는 대형4개사의 경우에 상해보험의 의료비보장보험의 경우를 제외하고 모든 상품에서 사고율보다 더 큰 등락현상과 상승추세를 보이고 있다. 중소형사의 경우는 상해-의료비, 질병-입원, 상해 및 질병-입원의 경우는 등락이 크지 않지만 나머지 상품에서는 큰 등락현상과 상승 추세를 보이고 있다.

사고심도에 해당하는 건당보험금은 대형4개사의 경우 상해-의료비의 경우를 제외하고 다소 증가추세에 있다. 중소형사의 경우는 상해 및 질병의 통원을 제외하고 전반적으로 감소 추세에 있어서 대형4개사의 경우와 대조를 보이고 있다.

본 연구는 손해액 대신에 지급보험금을 이용한다. 민영건강보험의 경우 지급에 소요되는 기간이 매우 짧아 상품 특성상 지급보험금 규모와 손해액의 차이는 작기 때문에 결과에 미치는 영향은 크지 않을 것이다.

<표 IV-1> FY2005 손해보험 실손형 장기건강보험 실적

(단위 : 건, 백만 원)

대분류	중분류	경과계약건수	경과위험보험료	사고건수	지급보험금	손해액	건당보험금
상해	의료비	16,419,838	223,793	912,296	371,116	365,515	0.41
	입원	850,086	12,343	11,089	6,518	6,554	0.59
	통원	337,845	2,047	10,492	621	637	0.06
질병	입원	3,687,713	127,231	199,716	81,740	82,262	0.41
	통원	719,340	27,751	55,389	4,575	4,702	0.08
상해/ 질병	입원	2,077,011	89,985	183,617	111,998	111,262	0.61
	통원	1,279,501	29,749	233,884	17,920	17,314	0.08
장기산업계		-	512,898	1,606,483	594,488	588,245	0.37
상해	의료비	13,174,616	179,918	752,303	298,623	292,939	0.39
	입원	471,224	8,418	6,226	3,953	3,970	0.58
	통원	280,531	1,674	9,208	540	555	0.06
질병	입원	2,755,612	104,496	148,358	60,242	60,584	0.41
	통원	590,436	22,809	48,439	3,931	4,056	0.08
상해/ 질병	입원	1,789,454	79,149	160,732	99,891	99,134	0.66
	통원	1,136,124	25,473	214,237	16,420	15,811	0.08
장기대형4개사계		-	421,938	1,339,503	483,600	477,050	0.36
상해	의료비	3,245,222	43,874	159,993	72,494	72,576	0.47
	입원	378,862	3,925	4,863	2,565	2,584	0.55
	통원	57,314	373	1,284	81	82	0.06
질병	입원	932,101	22,734	51,358	21,498	21,678	0.40
	통원	128,904	4,942	6,950	644	646	0.09
상해/ 질병	입원	287,557	10,836	22,885	12,107	12,128	0.60
	통원	143,377	4,276	19,647	1,500	1,503	0.08
장기중소사계		-	90,960	266,980	110,888	111,195	0.41

주 : 1) 상해, 질병, 상해/질병으로 분류한 것은 상품중심의 분류이다.

2) 상해보험의 의료비 부분 실적은 의료비가 입원과 통원으로 분리되어 보장되지 않는 상품에 대한 실적이며 계약건수는 FY말 기준이다.

3) 손해액 = 지급보험금+지급준비금전입액-지급준비금환입액

4) 건당보험금 = 지급보험금/사고건수

<표 IV-2> FY2006 손해보험 실손형 장기건강보험 실적

(단위 : 건, 백만원)

대분류	중분류	경과 계약건수	경과위험 보험료	사고건수	지급 보험금	손해액	건당 보험금	건당보험금 자승평균	건당보험금 삼승평균
상해	의료비	16,347,578	244,711	1,105,211	398,571	398,233	0.36	353,452	623,910,505,490
	입원	1,646,438	21,047	61,514	33,705	34,780	0.55	1,313,431	11,482,575,032,721
	통원	931,291	4,878	74,898	4,775	4,954	0.06	10,845	5,256,341,914
질병	입원	5,735,047	195,502	308,618	124,445	125,705	0.41	875,490	6,956,760,744,487
	통원	2,219,967	72,578	236,716	19,976	20,304	0.09	20,289	14,232,718,269
상해	입원	2,101,131	71,969	187,555	105,916	104,754	0.57	1,298,672	9,745,413,679,159
질병	통원	1,519,724	41,572	357,716	28,928	28,760	0.08	20,051	14,639,130,043
장기산업계		-	652,256	2,332,228	716,316	717,491	0.31	-	-
상해	의료비	13,151,701	197,885	914,901	322,595	322,188	0.35	335,077	618,496,638,007
	입원	1,107,299	15,460	53,106	29,706	30,703	0.55	1,370,491	15,745,567,555,581
	통원	729,155	3,533	69,086	4,419	4,596	0.06	11,188	5,179,723,182
질병	입원	4,427,569	160,359	237,865	93,070	94,049	0.40	860,680	6,920,185,549,900
	통원	1,790,300	54,854	200,393	16,455	16,763	0.08	19,282	13,414,613,892
상해	입원	1,546,609	52,210	137,802	85,894	84,712	0.67	1,618,626	11,406,721,193,600
질병	통원	1,169,757	30,814	297,868	24,385	24,209	0.09	23,741	15,519,975,696
장기대형4계		-	515,114	1,911,021	576,523	577,221	0.30	-	-
상해	의료비	3,195,877	46,827	190,310	75,977	76,045	0.39	374,183	571,419,501,294
	입원	539,139	5,587	8,408	3,999	4,077	0.49	922,707	6,504,629,378,623
	통원	202,136	1,345	5,812	356	357	0.06	8,582	2,720,590,126
질병	입원	1,307,478	35,143	70,753	31,375	31,655	0.41	812,543	6,097,702,847,222
	통원	429,667	17,724	36,323	3,521	3,541	0.09	22,464	13,587,751,703
상해	입원	554,522	19,759	49,753	20,022	20,043	0.49	930,756	5,386,884,956,500
질병	통원	349,967	10,757	59,848	4,542	4,551	0.09	20,422	11,036,708,280
장기중소사계		-	137,142	421,207	139,793	140,270	0.33	-	-

주 : 건당보험금자승평균은 개인별 지급보험금액을 자승한 뒤에 평균값을 구한 것임. FY2005년 자승평균에 관한 자료는 확보가 가능하지 않았음.

<표 IV-3> FY2007 손해보험 실손형 장기건강보험 실적

(단위 : 건, 백만원)

대분류	중분류	경과 계약건수	경과위험 보험료	사고건수	지급 보험금	손해액	건당 보험금	건당보험금 자승평균	건당보험금 삼승평균
상해	의료비	16,081,577	258,384	1,260,576	433,789	431,206	0.35	355,695	776,785,120,175
	입원	2,931,180	35,804	102,713	63,047	63,057	0.62	1,649,244	15,014,457,534,905
	통원	2,390,192	11,851	134,861	8,153	8,081	0.06	10,843	6,771,977,875
질병	입원	7,985,810	294,373	464,998	218,233	219,085	0.47	1,160,550	9,558,561,544,146
	통원	4,817,731	134,558	748,390	63,669	63,647	0.09	20,926	14,550,019,197
상해	입원	2,258,639	80,436	206,347	122,003	121,837	0.59	1,395,068	10,411,657,276,440
질병	통원	1,656,754	45,906	464,587	38,116	38,010	0.08	21,023	15,966,784,777
장기산업계		-	861,311	3,382,472	947,010	944,923	0.28	-	-
상해	의료비	12,778,634	205,560	1,027,253	347,220	344,658	0.34	345,350	809,626,187,825
	입원	1,915,070	24,579	85,923	54,459	54,416	0.57	1,298,479	10,663,309,885,079
	통원	1,574,831	6,889	107,083	6,481	6,404	0.06	10,771	6,123,240,376
질병	입원	5,944,298	226,973	353,769	158,669	158,769	0.46	1,146,619	9,561,540,234,516
	통원	3,489,421	100,380	590,483	49,402	49,294	0.09	21,842	15,357,473,907
상해	입원	1,331,826	44,179	127,933	86,244	86,036	0.72	1,775,829	11,710,072,342,851
질병	통원	990,068	26,061	322,762	27,429	27,330	0.09	26,517	21,628,045,377
장기대형개사계		-	634,622	2,615,206	729,904	726,907	0.28	-	-
상해	의료비	3,302,943	52,824	233,323	86,570	86,548	0.36	369,993	707,076,374,185
	입원	1,016,110	11,225	16,790	8,588	8,641	0.45	932,856	7,642,685,872,100
	통원	815,361	4,961	27,778	1,672	1,677	0.05	9,952	6,335,629,915
질병	입원	2,041,512	67,400	111,229	59,563	60,317	0.54	1,114,726	7,286,478,918,366
	통원	1,328,310	34,177	157,907	14,267	14,353	0.08	18,588	12,919,510,798
상해	입원	926,813	36,258	78,414	35,759	35,801	0.50	1,153,042	6,668,886,629,167
질병	통원	666,686	19,844	141,825	10,686	10,680	0.09	38,418	37,435,463,983
장기중소사계		-	226,690	767,266	217,105	218,016	0.28	-	-

<표 IV-4> FY2005-2007 사고율, 지급률, 건당보험금 비교

분 류			사고율			지급률			건당보험금		
	대분류	중분류	2005	2006	2007	2005	2006	2007	2005	2006	2007
산 업	상해	의료비	0.0556	0.0676	0.0784	1.6583	1.6287	1.6789	0.4068	0.3641	0.3477
		입원	0.0130	0.0374	0.0350	0.5281	1.6015	1.7609	0.5879	0.5501	0.6195
		통원	0.0311	0.0804	0.0564	0.3033	0.9789	0.6880	0.0592	0.0639	0.0611
	질병	입원	0.0542	0.0538	0.0582	0.6425	0.6365	0.7413	0.4088	0.4089	0.4749
		통원	0.0770	0.1066	0.1553	0.1649	0.2752	0.4732	0.0825	0.0850	0.0857
	상해 질병	입원 통원	0.0884 0.1828	0.0893 0.2354	0.0914 0.2804	1.2446 0.6024	1.4717 0.6958	1.5168 0.8303	0.6103 0.0766	0.5709 0.0814	0.5947 0.0824
대 형 4 사	상해	의료비	0.0571	0.0696	0.0804	1.6598	1.6302	1.6891	0.3927	0.3489	0.3369
		입원	0.0132	0.0480	0.0449	0.4696	1.9215	2.2157	0.5848	0.5550	0.5744
		통원	0.0328	0.0947	0.0680	0.3226	1.2508	0.9407	0.0599	0.0636	0.0624
	질병	입원	0.0538	0.0537	0.0595	0.5765	0.5804	0.6991	0.4086	0.4012	0.4631
		통원	0.0820	0.1119	0.1692	0.1723	0.3000	0.4921	0.0788	0.0823	0.0874
	상해 질병	입원 통원	0.0898 0.1886	0.0891 0.2546	0.0961 0.3260	1.2621 0.6446	1.6452 0.7914	1.9522 1.0525	0.6588 0.0825	0.6695 0.0910	0.7232 0.0943
중 소 형 사	상해	의료비	0.0493	0.0595	0.0706	1.6523	1.6225	1.6388	0.4714	0.3945	0.3614
		입원	0.0128	0.0156	0.0165	0.6535	0.7158	0.7651	0.5525	0.4900	0.4511
		통원	0.0224	0.0288	0.0341	0.2164	0.2649	0.3371	0.0603	0.0561	0.0540
	질병	입원	0.0551	0.0541	0.0545	0.9456	0.8928	0.8837	0.4003	0.4140	0.5394
		통원	0.0539	0.0845	0.1189	0.1304	0.1987	0.4174	0.0852	0.0872	0.0769
	상해 질병	입원 통원	0.0796 0.1370	0.0897 0.1710	0.0846 0.2127	1.1173 0.3508	1.0133 0.4223	0.9862 0.5385	0.5956 0.0781	0.4854 0.0881	0.5035 0.0933

주 : 1) 사고율 = 사고건수/경과계약건수
 2) 지급률 = 지급보험금/경과위험보험료

<표 IV-5> NPA를 이용한 변동성 추정결과

(단위: 억원)

	대형4개사	중소형사
E[S]	7405.0	2,182.6
Var[S]	1.12177E+10	3.25055E+9
Skewness[S]	0.00559	0.00882
VaR	7,429.7	2,195.9
TVaR	7,434.3	2,198.3
위험계수	0.00395	0.00722

2. 실증 측정 및 평가 결과

가. 변동성 리스크

변동성 리스크는 모집단 평균 피보험자의 기대부채는 정확히 추정하였음에도 불구하고 특정 대상기간 동안 클레임의 심도와 빈도가 최량추정치와 달라질 리스크이다. 개별 클레임이 독립적이고 복합포아송분포를 따른다고 가정하고 Normal Power Approximation(NPA)를 이용하여 신뢰수준(α) 0.99 수준에서 $TVaR_{0.99}$ 을 기준으로 위험계수를 측정한다(<표 IV-5>참조). 신뢰수준을 0.99(목표신용등급이 BB)로 한 것은 일부 국가에서 신뢰수준으로 1년 단위의 $VaR_{0.995}$ (영국 등), 혹은 $TVaR_{0.99}$ (영국 등)을 설정하고 있기 때문이다.

위험계수가 대형4개사의 경우에 0.00395, 중소형사의 경우에 0.00722로 추정되어 대형4개사의 것이 더 작다. 이것은 왜도의 크기가 대형4개사의 것이 작다는 것과 일관된 결과를 보이고 있다. 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시킴으로써 평균적인 보험금 청구액의 변동성이 감소되고 있음을 실증적으로 보이고 있는 것이다. 이러한 결과는 보수적으로 설정된 동일한 위험계수를 모든 보험회사에게 적용하면 대형회사에게는 과도한 자본량이 산출될 것임을 시사한다.

나. 불확실성 리스크

1) 모수 추정결과

불확실성 리스크는 보험금 관련 모형설정이 잘못되었거나(model error 리스크) 모형의 모수가 잘못 추정되었을 때(parameter error 리스크) 나타나는 리스크이다. 모형의 설정이 잘못되었거나 모수가 잘못 추정되었을 때 결과에 나타나는 영향은 지대하다. 그래서 여러 가지 방법을 가지고 불확실성 리스크를 측정해 보는 것이 필요하다고 하겠다. 여기서는 불확실성 리스크에 대한 시뮬레이션 모형과 시뮬레이션 모형을 로그정규분포로 가정할 경우의 계산방법, 그리고 푸리에 변환 모형을 가지고 측정해 볼 것이다.

이론적 모형 구축과정에서 시뮬레이션 모형은 의도적으로 보험종목 사이에 의존성을 보수적으로 설정했고 평균과 분산을 가지고 총손해액 분포를 근사시키는 방법이었다. 원 자료의 확보가 어려운 경우 시뮬레이션이 유용하게 이용될 수 있는 것이다. 그러나 시뮬레이션 모형의 보수성을 완화시키는 것은 용이하지가 않다. 각 보험회사가 자사의 자료를 사용하는 등의 경우에서와 같이 원 자료의 확보가 가능한 경우에는 푸리에 변환을 이용할 수 있다. 푸리에 변환법은 보수성의 조정이 상대적으로 용이하며, 총손해액 분포를 직접 산출할 수 있다는 특징을 가지고 있다. 보험회사들이 리스크와 자본관리를 위해 내부적으로 활용할 수 있는 모형이라고 본다. 시뮬레이션 모형을 로그정규분포로 가정할 경우의 계산방법은 특정의 분포를 가정하고 계산하는 방법이어서 간편한 방법이지만 “model error” 리스크가 있을 수 있다는 점을 주의해야 한다.

이러한 세 가지 방법으로 $TVaR_{0.99}$ 를 산출하기 위해서는 건당지급보험금(μ_i), 개별 지급보험금의 표준편차(σ_i), 각 종목내의 사고건수의 의존성을 나타내는 모수(c_i), 심도의 불확실성을 나타내는 모수(b_i)가 필요하다.

사고건수의 의존성 모수 c_i 의 추정 과정에서는 기대클레임 건수 $\hat{\lambda}_1$ 의 계산이 필요하다. 이론적 접근과정에서 보았듯이 $\hat{\lambda}_1$ 을 계산하기 위해서는 익스포

<표 IV-6> 모수 추정 결과

(단위: 건, 원)

분 류			μ_i	σ_i	c_i	b_i	$\hat{\lambda}_i$	$Var[X_i]$	$E[X_i]$
대 형 4 사	상해	의료비	336,883	481,518	0.00788	0.00683	945,721	1.49905E+21	3.18598E+11
		입원	574,374	984,161	0.37897	0.00672	62,844	5.05943E+20	36095904210
		통원	62,400	82,926	0.28619	0.00154	93,235	9.75536E+18	5817886371
	질병	입원	463,111	965,477	0.00218	0.00616	337,563	2.04705E+20	1.5633E+11
		통원	87,387	119,188	0.23654	0.00020	390,122	2.7523E+20	34091723440
	상해/ 질병	입원	723,169	1,119,310	0.03103	0.00206	111,418	2.15507E+20	80574061797
		통원	94,348	132,724	0.04002	0.00243	264,623	2.65344E+19	24966615152
	Agg. Lose 분산: $Var[X] = \sum_i \sum_j Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j] = 4.09509E+21$ Agg. Lose 평균: $E[X] = \sum_i E[X_i] = 6.56473E+11$								
			μ_i	σ_i	c_i	b_i	$\hat{\lambda}_i$	$Var[X_i]$	$E[X_i]$
중 소 형 사	상해	의료비	361,407	489,263	0.00909	0.01030	213,545	1.16191E+20	77176768613
		입원	451,063	854,048	0.01127	0.00207	15,864	6.99603E+17	7155569070
		통원	53,954	83,911	0.05877	0.00000	22,103	8.38142E+16	1192590058
	질병	입원	539,372	907,636	0.02405	0.01835	133,061	2.20834E+20	71769439521
		통원	76,947	112,549	0.39904	0.00214	92,004	2.0152E+19	7079496075
	상해/ 질병	입원	503,451	948,461	0.00952	0.01403	82,095	4.05568E+19	41330724289
		통원	93,333	172,357	0.04985	0.00000	114,471	5.69516E+18	10683984124
	Agg. Lose 분산: $Var[X] = \sum_i \sum_j Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j] = 7.58036E+20$ Agg. Lose 평균: $E[X] = \sum_i E[X_i] = 2.16389E+11$								

- 주 : 1) μ_i 는 건당지급보험금이고, σ_i 는 표준편차이다.
 2) c_i 는 빈도의 점축의존성을 나타내는 모수이다.
 3) 심도의 불확실성을 나타내는 b_i 는 연도별 건당 평균 지급보험금을 이용하는 접근법을 이용하여 추정했다.
 4) 기대클레임건수 추정치 $\hat{\lambda}_i = (1/r) \sum_{j=1}^r N_j \cdot (e_1/e_j)$ 를 계산하는 과정에서 e_j 는 경과위험보험료를 사용했다.
 5) $Var[X_i] = \lambda_i \sigma_i^2 + \mu_i^2 (\lambda_i + c_i \lambda_i^2)$ 이고, $E[X_i] = \lambda_i \mu_i$ 이다.
 6) $Var[X]$ 과 $E[X]$ 는 시뮬레이션 모형을 로그정규분포로 가정할 경우 총 익스포저의 분산과 평균이다.

저로 다른 것도 사용할 수 있겠지만 본 연구에서는 경과위험보험료(e_j)를 사용했다.

앞서 대형4개사의 건당지급보험금 추이는 전반적으로 상승 추세에 있었고, 중소형사는 감소 추세에 있어서 상반된 모습을 보이고 있음을 확인 하였다. 불확실성 리스크의 모수가 회사별로 다를 수 있는 것이다. 보건의료소비자물가는 1985년 지수를 산출한 이후 지속적으로 상승해 왔다. 보건의료물가지수를 사용하면 모수가 회사별로 다를 수 있다는 점을 반영할 수 없으므로 본 연구에서는 IAA가 예로 든 보건의료인플레이션을 이용하는 방법을 사용하는 대신에 건당지급보험금의 불확실성 리스크를 나타내는 모수(b_i)는 건당지급보험금 자체에서 찾는 방법을 채택하여 IAA 시뮬레이션 모형을 발전시켜 “model error” 리스크를 줄이고자 한다. 불확실성 리스크를 건당지급보험금 자체에서 찾는 방법에 의한 모수 추정법은 이론적 전개과정에서 설명 되어있다.

본 연구는 FY2005부터 FY2007까지 3년의 실적을 가지고 추정한다. 그래서 관찰기간이 너무 짧아 “parameter error” 리스크가 있을 수 있다. 이것은 본 연구의 한계점임을 밝혀 둔다.

2) 위험계수 추정결과

개별 클레임이 독립적인 경우를 가정한 리스크인 변동성리스크의 경우 평가결과와 같이 대형4개사의 위험계수가 중소형사보다 작았다. 개별 클레임이 의존적이라고 가정한 불확실성 리스크의 경우에도 유사한 결과를 보이고 있다. 세 가지 방법 모두에서 대형4개사의 위험계수가 중소형사보다 작게 산출되고 있는 것이다. 시뮬레이션 결과를 보면 대형4개사의 경우 위험계수가 0.3747로 추정되었고 중소형사의 경우는 0.4053로 추정되었다. 푸리에 변환 결과를 보면 대형4개사의 경우 위험계수가 0.3249로 추정되었고 중소형사의 경우는 0.3346로 추정되었다. 불확실성 리스크는 각 리스크 풀이 커지면서 리스크의 분산이 가능하고 리스크의 분산 효과를 측정모형에 적절히 반영하여 나타나는 결과라고 볼 수 있다(<표 IV-8> 참조).

<표 IV-7> 불확실성 위험계수 추정결과

(단위: 억원)

구 분	대형4개사		중소형사	
	TVaR	위험계수	TVaR	위험계수
시뮬레이션	9,025.0	0.3747	3,041.0	0.4053
로그노말 가정 시뮬레이션	8,470.9	0.2904	3,011.4	0.3917
푸리에 변환	8,698.0	0.3249	2,888.0	0.3346

주 : 1) 시뮬레이션 반복 횟수는 1,000회 시행하였음.

2) 세 가지 접근 방식 모두에서 신뢰수준은 $\alpha = 0.99$ 로 설정하였음.

3) 푸리에 변환 접근법을 이용할 경우 분포의 분할 개수는 익스포저의 크기를 감안하여 2^{23} 로 하였고 분할 간격은 대형4개사는 110,000, 중소기업사는 70,000으로 하였음. 분할 개수와 분할 간격에 따라 추정된 위험액의 차이가 있을 수 있기 때문에 일정한 값에 수렴하는지의 여부를 테스트한 후에 결정한 값임. 대형4개사의 경우 분포의 오른쪽 꼬리는 $0.28E-9$, 중소기업사의 경우는 0 이었음.

4) 푸리에 변환 접근법을 이용할 경우 보험 종목 간 의존성을 나타내는 ω 는 c_i 의 최소값(대형4개사-질병-입원 0.002)보다 작은 양수이어야 하는 조건을 충족시키기 위해서 0.001로 설정하였음.

5) 푸리에 변환 접근법을 이용할 경우 분할 간격을 대형4개사와 중소기업사 모두에서 동일하게 130,000으로 한 위험계수 추정결과도 대형4개사의 것이 중소기업사보다 작았음.

시뮬레이션모형을 로그정규분포로 가정하고 평균과 분산을 이용하여 산출한 위험계수(대형4개사의 경우 0.2904)와 나머지 두 방법에 의한 결과에는 차이가 있다. 이것은 로그정규분포로 가정했기 때문에 발생하는 'model error'라고 판단된다. 데이터를 특정 분포로 가정하고 위험계수를 계산하면 이러한 'model error' 리스크가 발생할 수 있음을 주지하여야 할 것이다.

우리나라 현행 EU식 제도 하에서는 장기손해보험의 경우 위험계수는 약 0.29, RBC제도에서 장기손해보험의 질병보험 상품에 대해서는 0.382를 적용하고 있다. 시뮬레이션 법과 푸리에 변환법의 결과를 보면 EU식으로 계산한 결과보다 다소 높게 산출되고 있고 RBC제도의 위험계수 보다는 중소기업사의 시뮬레이션 결과를 제외하고 다소 낮게 산출되고 있다. 개별 보험회사 단위로

계산한 결과가 아니기 때문에 위험계수들 간의 직접적인 비교는 어려움이 있다. 다만 본 연구에서 구축된 모형들이 활용 가치가 있다고는 할 수 있겠다.

다양한 측정 방법을 통하여 자본량의 적정성을 확보하고자 푸리에 변환을 이용하여 위험계수를 산출한 결과도 제시하였다. 이 결과와 시뮬레이션 결과의 직접적인 비교는 바람직하지 않다고 본다. 푸리에 변환에서 원 데이터를 이용한 것이 아니라 원 자료의 확보가 가능하지 않아 심도의 로그정규분포를 가정하여 결과를 산출한 것이기 때문이다. 다만 심도의 로그정규분포 가정 효과와 보수성의 완화효과가 복합적으로 나타나서 시뮬레이션 결과보다는 작게 계산되었다고는 할 수 있겠다. 각 보험회사는 원자료를 확보하면 각 보험사의 보수성의 완화효과를 추정할 수 있을 것이다.

V. 결론 및 시사점

우리나라는 2009년 4월 이전에는 정확적이면서 결정론적인 고정비용 방식의 EU식 자기자본규제제도로 요구자본량을 산출하였다. 그 이후에는 동학적이면서 결정론적 시나리오 방식으로 위험계수를 산출하고 익스포저에 이를 곱하여 요구자본량을 산출하는 RBC 제도를 도입하여 EU식 제도와 병행 운영하고 있다.

현행 RBC제도는 보험리스크에 대해서 보험회사가 지급불능 상태에 이르게 할 수 있는 위험액을 결정론적인 시나리오 방식으로 산출하고 있기 때문에 계산 결과가 임의적일 수 있고, 리스크 풀의 규모, 위험분산 효과 등을 모형 내에 고려하지 않고 있으므로 결과한 요구자본량이 적정하다고 보기에는 어려움이 있다고 판단된다. 자본의 적정성을 확보하기 위해서 시나리오 방식의 문제점을 개선할 수 있는 동학적이고 확률론적 방식으로 위험액을 산출하는 것이 필요하다고 하겠다.

한편, 우리나라는 최근 민영건강보험이 두 자리 수 성장세에도 불구하고 이에 대한 위험액을 측정 및 평가하는 모형이 아직 개발되어 있지 않은 상태에 있으므로 효과적인 위험과 자본관리가 이루어지고 있지 않다. 민영건강보험에 적합한 모형을 개발하여 활용하는 것이 필요하다.

이와 같은 필요성에 따라 본 연구는 실손형 민영건강보험의 보험리스크에 적합한 동학적이고 확률론적인 최선의 위험액 측정 및 평가 모형을 구축하고자 하였다. 모형은 실제 부채를 최량추정치로부터 벗어나게 하는 리스크를 변동성, 불확실성, 극단사건 리스크의 세 가지로 구분하여 설정하는 것이 일반적이지만 극단사건 리스크는 민영건강보험의 경우 모형화가 어렵고 실무적으로 고려되지 않고 있기 때문에 논의에서 제외하였다.

변동성 리스크는 모집단 평균 피보험자의 기대부채는 정확히 추정하였음에도 불구하고 특정 대상기간 동안 클레임의 심도와 빈도가 최량추정치와 달라질 리스크이다. 이러한 리스크에 따른 위험액을 산출하기 위해서 총손해액 분포가 복합포아송분포를 따른다고 가정하고 평균, 분산, 왜도를 이용하는 방법인 Normal Power Approximation(NPA)을 이용하여 TVaR을 계산하는 방법

을 제시하였다.

불확실성 리스크는 변동성 리스크를 포함하며 모형설정이 잘못되었거나(model error 리스크) 모형의 모수가 잘못 추정되어(parameter error 리스크) 피보험자 1인당 기대부채가 현시점에서 잘못 추정되었거나, 정확히 추정되었지만 시간에 따라 변화할 수 있는 리스크이다. 이에 대한 위험계수의 측정방법으로 시뮬레이션 모형을 이용한 방법, 로그노말을 가정한 시뮬레이션 모형의 계산방법, 푸리에 변환 모형을 이용하는 방법을 이론적으로 제시하였다.

시뮬레이션법은 경험 데이터의 평균과 분산을 가지고 불확실성 리스크를 반영함에 따른 총손해액 분포의 변화를 가정한 분포에 따라 근사시키는 방법을 사용하므로 원자료 없이도 활용할 수 있는 방법이라는 특징이 있다. IAA가 제안하고 있는 시뮬레이션 모형은 불확실성모수를 일률적으로 모든 보험종목에 적용하여 각 보험종목별 특성을 반영할 수 없는 단점이 있었다. 본 연구는 IAA의 단점을 보완하고자 각 보험종목별 특성을 반영하는 모수추정법을 적용하여 시뮬레이션 모형을 발전시키고자 하였다. 이와 같은 시뮬레이션 모형은 표준화된 시뮬레이션 모형에 보험회사의 기대 빈도 및 심도 자료를 입력하여 자본량을 산출하는데 이용될 수 있으므로 표준모형법에 기초한 회사 고유의 내부모형으로 이용하는 것이 가능하다.

로그정규분포를 가정한 시뮬레이션 모형의 계산법은 경험데이터를 이용하여 로그정규분포의 평균과 분산, 불확실성리스크 모수를 추정하고 불확실성 리스크가 반영된 시뮬레이션 모형의 평균과 분산에 대입한 결과를 이용하여 위험액을 산출한다. 본 연구는 이 방법에도 각 보험종목별 특성을 반영하는 모수추정법을 적용하여 자본적정성을 제고시키고자 하였다. 이 방법은 간편하지만 'model error risk'가 있을 수 있으므로 이용에 주의해야 할 것이다.

또한, 시뮬레이션법은 모수불확실성에 기인한 보험종목들 사이의 의존성의 조정이 용이하지 않다는 특징이 있었다. 또한 푸리에 변환법은 의존성의 조정이 용이하다는 특징을 가지고 있다. 그리고 푸리에 변환법은 원자료를 가지고 불확실성 리스크를 반영함에 따른 총손해액 분포의 변화를 직접 산출하는 방법이므로 내부리스크관리 모형으로 활용할 가치가 있기 때문에 본 연구는 여러 문헌들을 참조하여 실증분석이 가능하도록 이론적 모형을 구축하였다.

본 연구는 이론적으로 구축된 모형들을 실제 데이터에 적합시킴으로서 모형의 적합성을 검증하고자 실손형 민영건강보험에 대한 위험계수를 실증 추정 및 평가한 결과를 제시하였다. 자료는 보험개발원이 집적하고 있는 손해보험회사의 실손형 장기건강보험 실적 데이터를 대형개사와 중소형사로 분리한 것을 사용하였다.

변동성 리스크의 측정결과를 보면 대형개사의 경우 위험계수가 0.00395이었고, 중소형사의 경우 0.00722이었다. 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시킴으로써 평균적인 보험금 청구액의 변동성이 감소되고 있다고 평가하였다.

불확실성 리스크에 대해서는 세 가지 모형 모두를 가지고 측정한 결과를 제시하였다. 세 가지 방법 모두에서 대형개사의 위험계수가 중소형사보다 작게 산출되고 있다. 시뮬레이션 결과를 보면 대형개사의 경우 위험계수가 0.3747로 추정되었고 중소형사의 경우는 0.4053로 추정되었다. 푸리에 변환 결과를 보면 대형개사의 경우 위험계수가 0.3249로, 중소형사의 경우는 0.3346로 추정되었다.

위 결과로부터 세 가지를 말할 수 있다. 하나는 고정비율 방식인 EU식 위험계수는 약 0.29, 그리고 RBC제도의 장기손해보험 질병보험의 위험계수는 0.382인 것과 비교해 보면 본 연구의 모형이 적절히 구축되었으므로 활용할 가치가 있다는 것이다. 보험회사들은 이와 같은 모형을 활용하여 위험과 자본관리를 효과적으로 할 수 있기를 바란다.

그리고 두 번째는 리스크의 풀(pool)이 커지면 리스크의 분산이 가능하다는 것이다. 모든 보험회사에게 요구자본을 산출하기 위해 동일 위험계수를 사용하면 요구자본에 대한 규제의 공평성이 저해될 수 있음을 시사하고 있는 것이다. 따라서 보험회사의 요구자본량을 산출하기 위한 최적 접근법은 개별 보험회사에 가장 적합한 개별적인 방식(내부모형)을 이용하는 것일 것임을 검증하고 있는 것이다.

현행 RBC제도는 모든 보험회사에게 일률적으로 적용되는 표준모형 방식을 채택하고 있다. 표준모형 방식은 각 보험회사의 규모나 부채포트폴리오 등의 특성을 반영하고 있지 않기 때문에 일부 보험회사에게는 산출된 자본량이 적정하지 않을 수 있는 것이다. 이를 보완하고자 감독자는 2011년 도입을 목표

로 '내부모형인증제도'를 준비 중에 있다. 이는 각 보험회사가 내부모형으로 다양한 위험계수 산출방식을 활용할 수 있는 길을 열어주는 것이 되어 리스크관리 능력의 향상 및 자본의 적정성을 제고시키는 중요한 역할을 하는 제도가 될 것으로 본다.

'내부모형 인증제도'가 도입되면 푸리에 변환법은 완전의존성의 조정이 용이하고 각 보험회사의 원자료를 이용하여 불확실성 리스크를 반영함에 따른 총손해액 분포의 변화를 직접 산출하는 방법이므로 요구자본량의 산출을 위해서 내부모형으로 활용이 가능하다. '내부모형 인증제도'가 도입되기 이전이더라도 각 보험회사는 효과적인 보험리스크와 자본관리를 위해서 이 방법을 이용할 수 있다고 하겠다.

마지막으로, 푸리에 변환을 이용하여 위험계수를 산출한 결과가 시뮬레이션 결과보다 다소 적게 나타났다. 그러나 푸리에 변환 모형에서 원자료를 사용하지 않고 심도분포를 로그정규분포로 가정하여 산출한 결과이기 때문에 직접적으로 비교하기는 어려움이 있다. 각 보험회사는 원자료를 가지고 시뮬레이션과 푸리에 변환법의 차이를 알아볼 수 있을 것이고 보수성을 완화한 효과의 측정 및 평가가 가능할 것이다. 다만, 여기서 이야기할 수 있는 것은 데이터의 확보가 가능한 경우에 측정 모형군의 사용을 확장할 필요가 있다는 점이다. 위험액에 상응하는 적절한 자본량을 산출하기 위하여 여러 가지 모형으로 측정해 볼 필요가 있다고 하겠다. 이를 위해서는 푸리에 변환 모형과 같은 사례모형연구를 강화하여 융통성과 정확성을 향상시킬 수 있도록 하여야 할 것이다. 영업특성에 따른 분포곡선의 "맞춤성"을 강화하여야 하며, 보수성 완화의 모형화에 사용되는 계수의 범위를 늘려 유연성과 정확도를 확보해야 한다. 위험액 평가방법의 다양화 및 개발이 필요하다고 하겠다.

대체로 계리적 자문을 받을 수 없는 중소형사의 요구에 부응하기 위해서는 실증적이 아니라 규범적으로 확정된 계수의 수를 줄인 모형을 개발하는 것도 필요하다. 예를 들어 보험종목을 광의로 정의한다든지 하여 위험계수의 수를 줄일 수 있다. 요구자본이나 경제적자본의 산출을 위한 표준모형을 지급여력제도의 취지에 부합하도록 정비하는 것도 필요하다고 하겠다.

이상은 실증분석에 관한 것은 민영건강보험의 보험가격리스크에 대한 것이

었다. 준비금리스크에 관한 것은 자료의 확보가 가능하다면 어렵지 않게 모형에 삽입하여 반영할 수 있다. 그리고 이론적인 모형에 관한 것은 다소의 수정을 가한다면 손해보험회사의 다른 보험종목에 적용이 가능하다. 추후 자료의 확보가 가능하다면 손해보험회사 전반에 걸쳐서 이를 적용해 보고 결과를 활용할 수 있기를 바란다.

참 고 문 헌

금융감독원, 생명보험협회, 손해보험협회, 2008. 8, 『보험회사 위험기준 자기 자본제도 도입방안』 공청회 자료.

Artzner, P., F. Delbaen, J-M. Eber, and D. Heath, 1999, "Coherent Measures of Risk," *Mathematical Finance* 9, No. 3, 203-228.

Beard, R. E., T. Pentikainen, and E. Pesonen, 1983, *Risk Theory*, Third Edition, Chapman and Hall.

Cardi, Giuseppe G. and Roland Rusnak, 2007, "When the SST Standard Model Underestimates Market Risk."

Dowd, Kevin, 2006, *Measuring Market Risk*, Jon Wiley & Sons, Ltd.

Dowd, Kevin and David Blake, 2006, "After VaR: The Theory, Estimation, and Insurance Applications of Quantile-Based Risk Measures," *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 73, No. 2.

Heckman, Philip E. and Glenn G. Meyers, 1983, "The Calculation of Aggregate Loss Distributions Form Claim Severity And Claim Count Distributions," PCAS LXX.

Heilmann, Wolf-Rudiger, 1988, "Fundamentals of Risk Theory," VVV Karlsruhe.

IAA, 2004, A Global Framework for Insurer Solvency Assessment.

IAIS, 2005, "Toward a Common Structure and Common Standard for the Assessment of Insurer Solvency."

IAIS, 2007.2, "The IAIS Common Structure for the Assessment of Insurance Solvency."

IAIS, 2007.10, "Guidance Paper on the Use of Internal Models for Risk and Capital Management Purposes by Insurers."

Klugman, Stuart A., Harry H. Panjer, and Gordon E. Willmot, 2004, *Loss Models From Data to Decisions*, Second Edition, A JOHN WILEY &

SONS Ltd.

Meyers, Glenn G., 1980, "An Analysis of Retrospective Rating," To appear in the CAS Forum.

Meyers, Glenn G., 1999, "Estimating Between Line Correlations Generated by Parameter Uncertainty," To appear in the CAS Forum.

Meyers, Glenn G., Fredrick L. Klinker, and David A. Lalonde, 2003, "The Aggregation and Correlation of Insurance Exposure," To appear in the CAS Forum.

Ramsay, Colin M., "A Note on the Normal Power Approximation," *Astin Bulletin*, Vol. 21, No. 1.

Robertson, John P., 1992, "The Computation of Aggregate Loss Distributions," *Proceedings of the CAS*, LXXIX.

Rocha, Luisa, Dinis Pestana, and Antonio Menezes, "Risk Assessment Using VaR and Expected Shortfall - An Empirical Study and Investigation of Tailweight."

Rolski, Tomasz, Hanspeter Schmidli, Volker Schmidt, and Jozef Teugels, 1999, *Stochastic Processes for Insurance and Finance*, John Wiley & Sons, England.

Russell, John T. and Gary S. Patrik, 1980, "Pricing Excess-of-Loss Casualty Working Cover Reinsurance Treaties," *Pricing Property and Casualty Insurance Products*, Casualty Actuarial Society Discussion Paper Program, pp. 399-474.

Wang, Shaun S., 1998, "Aggregation of Correlated Risk Portfolios: Models & Algorithms," Work performed under a research contract with the CAS Committee on Theory of Risk, PCAS, Vol. LXXXV.

swang@scor.com, 2008, "A Risk Measure That Goes beyond Coherence," Working Paper.

[부 록]

1. $TVaR_\alpha$ 과 VaR_α 의 관계

총손실(total loss)은 모든 가능한 결과들의 확률을 측정하는 확률분포를 통해 묘사된다. 보험에서는 그 총손실의 형태를 다변량 정규분포로 가정하는 것보다 다변량 로그정규분포로 가정하는 것이 정확할 수 있다. 이러한 확률분포가 주어졌을 경우 분포의 표준편차는 불확실성 정도의 척도(measure)이다 (Dowd and Black, 2006). 그리고 VaR , $TVaR$, 왜곡 리스크 척도(Distortion Risk Measure) 등을 이용하여 지불능력(solvency)측정을 위한 리스크를 측정한다.

VaR 은 백분위수 (percentile)개념에 바탕을 두고 있다. 특정기간 주어진 리스크 포트폴리오를 고려할 때, 기간말의 총손실을 X 라 하고 그 확률분포를 $F(x)$ 라 하면 VaR 는,

$$VaR(\alpha) = \text{Min}\{x|F(x) \geq \alpha\}$$

로 정의된다. 즉, VaR 는 특정 기간 동안 특정 신뢰수준(예; $\alpha=0.99$) 하에서의 최대 손실로 정의되며, 따라서 기업이 $VaR(\alpha)$ 만큼의 자본을 설정할 경우 그 기업의 파산 확률은 $1-\alpha$ 이하가 됨을 의미한다.

VaR 는 그 단순성 때문에 리스크 정도를 이해하기 쉽다는 장점을 가지지만 VaR 수준을 넘어서는 손실에 대한 정보를 제공하지 않는다는 단점을 가진다. 예를 들어 VaR 수준을 넘어서는 최대 손실의 크기가 두 배가 된다 해도 VaR 값은 변화하지 않는다. 또한 VaR 는 포트폴리오의 다양화가 리스크를 감소시킬 것이라는 일반적인 생각과는 상반되는 결과를 나타내기도 한다.

이러한 단점을 인지하고 Artzner *et al.*(1999) 등은 리스크척도로 $VaR(\alpha)$ 보다 큰 손실들의 평균값으로 정의되는 $TVaR$ (또는 Conditional Tail expectation)를 제시하였다.⁴⁵⁾

TVaR의 구체적인 형태는

$$TVaR_\alpha = E\{x|x \geq VaR_\alpha\}$$

로 정의 된다. 확률분포함수 $F(X)$ 의 X 가 연속인 경우 확률의 관점에서 적분으로 표현하면,

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_\alpha^1 VaR_p dp$$

45) Artzner et al. (1999)는 바람직한 리스크 척도가 충족해야 할 4가지 성질을 제시하였으며 이는 아래와 같다. 불확실한 손해액에 의해서 생성되는 보험리스크에 초점을 두고 있다. 모든 자산은 고정이율로 수익을 얻는 자산에 투자 된다고 가정하면 요구자본량은 단지 총손해액분포에 의존해서 결정된다. X 는 보험회사의 총손해액을 나타내는 확률변수이고 $\rho(X)$ 는 리스크 척도 함수이다.

1. Subadditivity : For all random losses X and Y , $\rho(X+Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$.
2. Monotonicity : If $X \leq Y$ for each outcome, then $\rho(X) \leq \rho(Y)$.
3. Positive Homogeneity : For positive constant b , $\rho(bX) = b\rho(X)$.
4. Translation Invariance : For constant c , $\rho(X+c) = \rho(X) + c$.

단조성(Monotonicity)은 어떤 리스크가 항상 다른 리스크 보다 클 경우 요구 자본량도 그에 따라 커져야 함을 의미하며, 양동차성(Positive Homogeneity)은 리스크의 스케일 변화(예를 들어 환율)와 같은 스케일로 요구자본량이 변화함을 의미한다. 또한 평행이동 불변성(Translation Invariance)은 현금과 같이 위험이 없는 리스크가 추가되는 경우 자본요구량의 증가는 없다는 것을 의미한다.

이 중 Subadditivity는 중요한 의미를 지니는데, 어떤 포트폴리오의 리스크척도는 그 sub포트폴리오의 리스크 척도의 합보다 작아야 한다는 것을 의미한다. 즉 포트폴리오의 다각화가 리스크를 감소시킬 수 있다는 것이다.

VaR 는 위의 성질 중 2, 3, 4번째 성질은 만족하지만 Subadditivity는 일반적으로 만족하지 못한다. 예를 들어 각 리스크가 4%의 확률로 100의 손실을 가져온다고 했을 경우 두 리스크의 합이 100의 손실을 보일 확률은 $1 - 0.96^2 - 0.04^2 = 0.0768$ 이므로 $VaR_{0.95}(X+Y) = 100$, $VaR_{0.95}(X) + VaR_{0.95}(Y) = 0$ 이 되기 때문에 $VaR_{0.95}(X+Y) \geq VaR_{0.95}(X) + VaR_{0.95}(Y)$ 이 된다.

이다. 이것을 확률변수 X 의 관점에서 보면 TVaR에 해당하는 X 의 범위는 VaR_α 부터 ∞ 까지이며, X 가 움직일 때 확률의 변화분은 누적분포함수의 변화분 $dF(x)$ 이므로

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} x dF(x)$$

으로 정의 된다. 이것은 다음과 같이 표현될 수 있다(Rocha, *et al*, 2008).⁴⁶⁾

$$TVaR_\alpha = VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} (1-F(x))dx$$

정의에서 보는 바와 같이 Tail-VaR는 손실분포 중 VaR_α 보다 큰 꼬리부분을 모두 고려하고 있고 리스크척도의 바람직한 네 가지 성질을 만족하기 때문에 VaR 보다 우월한 리스크척도로 볼 수 있으며 보험계리 분야에서 많이 사용되고 있다.

그러나 TVaR 또한 몇 가지 단점이 지적되는데 VaR_α 를 넘어서는 손실만을 고려하기 때문에 VaR_α 이하의 손실에 대해서는 손실을 감소시키도록 하는 유인을 제공할 수 없으며 또한 TVaR가 손실의 기대값만을 고려하고 있기 때문에 빈도가 상당히 낮은 거대한 손실을 적절히 반영하지 못한다는 점이다.

TVaR의 문제점을 극복하고자 Wang(2008)이 제안한 특수한 형태의 왜곡리

46) 유도과정은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} TVaR_\alpha &= E\{ VaR_\alpha + (X - VaR_\alpha) | X \geq VaR_\alpha \} \\ &= VaR_\alpha + E\{ (X - VaR_\alpha) | X \geq VaR_\alpha \} \\ &= VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} (X - VaR_\alpha) f(x) dx = VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} \int_{VaR_\alpha}^x dt f(x) dx \\ &= VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} \int_t^{\infty} f(x) dx dt = VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} (1-F(t)) dt \\ &= VaR_\alpha + \frac{1}{1-\alpha} \int_{VaR_\alpha}^{\infty} (1-F(x)) dx \end{aligned}$$

스크 측정방법(distortion measure)이 있다. VaR이나 TVaR이 분포의 꼬리부분만을 고려하는 반면 Wang의 방법은 분포 전체를 고려한다. 왜곡리스크 척도는 TVaR의 단점들을 보완할 수 있다. 예를 들어, 왜곡리스크 측정방법(distortion measure)의 경우는 발생확률은 작지만 상대적으로 큰 손실이 나타나는 경우에 TVaR보다 더 많은 자본량을 요구하고 있다(swang@scor.com).

2. 표준정규분포근사를 이용한 $TVaR_\alpha$ 측정

표준정규분포를 이용하여 TVaR 측정이 수치적으로 접근이 가능한 형태를 유도해 보면 다음과 같다(Dowd and Blake, 2006; Cardi and Rusnak, 2007).

q_α 를 손해액밀도함수(loss density function)의 α -quantile이라고 하자. 그러면 신뢰수준 α 에서의 VaR은 단순히 손해액분포의 q_α -quantile이다. 확률변수 X 의 관점에서 보면 TVaR에 해당하는 X 의 범위는 q_α 부터 ∞ 까지이며, X 가 움직일 때 확률의 변화분은 누적분포함수의 변화분 $dF(x)$ 이다.

$$TVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha} \int_{q_\alpha}^{\infty} x dF(x)$$

이를 누적표준정규분포의 변화분 $d\Phi(x)$ 로 표현하면

$$TVaR_\alpha = v + \tau \frac{1}{1-\alpha} \int_{q_\alpha}^{\infty} z d\Phi(z)$$

그리고 $q_\alpha = \Phi^{-1}(\alpha)$, $d\Phi(z) = \phi(z)dz$ 이므로

$$TVaR_\alpha = v + \tau \frac{1}{1-\alpha} \int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} z \phi(z) dz$$

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \text{ 이므로 } \phi'(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \cdot (-z) = -z\phi(z)$$

$$\int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} z\phi(z)dz = - \int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} z\phi(z)dz = - \int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} \phi'(z) = -\phi(\infty) + \phi(\Phi^{-1}(\alpha))$$

$$-\phi(\infty) = 0 \text{ 임을 고려하면, } \int_{\Phi^{-1}(\alpha)}^{\infty} z\phi(z)dz = \phi(\Phi^{-1}(\alpha)) = \phi(q_{\alpha}) \text{ 이다.}$$

따라서 표준정규밀도함수로 표현하면 다음과 같다(Rocha, *et al*, 2008).

$$TVaR_{\alpha} = v + \tau \frac{1}{1-\alpha} \phi(\Phi^{-1}(\alpha))$$

혹은

$$TVaR_{\alpha} = v + \tau \frac{1}{1-\alpha} \phi(q_{\alpha})$$

예를 들어, 99%의 신뢰수준을 선택하면 표준정규분포에서 $\Pr(Z > z) = 0.99$ 일 때 $z=2.33$ 즉, $q_{\alpha}=2.33$ 이고 표준정규밀도함수에서 이에 해당하는 값은 $\phi(q_{\alpha}) = 0.0264$ 이다.

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

■ 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,
김진억, 지재원, 박정희, 김세중 2008.2
- 2008-2 노인장기요양보험 제도 도입에 대응한 장기간병보험 운영 방안
/ 오영수 2008.3
- 2008-3 2008년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 기승도, 이상우 2008.4
- 2008-4 주요국의 보험상품 판매권유 규제 / 이상우 2008.3
- 2009-1 2009년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 이상우, 권오경 2009.3
- 2009-2 Solvency II의 리스크평가모형 및 측정방법 연구 / 장동식
2009.3
- 2009-3 이슬람 보험시장 진출방안 / 이진면, 이정환, 최이섭, 정중영,
최태영 / 2009.3
- 2009-4 미국 생명보험 정산거래의 현황과 시사점 / 김해식 2009.3

■ 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

■ 경영보고서

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

■ 연구논문집

보험산업의 규제와 감독제도의 미래

1호 / Harold D. Skipper, Robert W. Klein, Martin F. Grace
1997.6

세계보험시장의 변화와 대응방안

2호 / D. Farny, 전천관, J. E. Johnson, 조해균 1998.3

3호 제1회 전국대학생 보험현상논문집 1998.11

4호 제2회 전국대학생 보험현상논문집 1999.12

■ 영문발간물

Environment Changes in the Korean Insurance Industry in Recent Years

1호 : Institutional Improvement, Deregulation and Liberalization / Hokyung Kim, Sango Park, 1995.5

2호 Korean Insurance Industry 2000 / Insurance Research Center, 2001.4

3호 Korean Insurance Industry 2001 / Insurance Research Center, 2002.2

4호 Korean Insurance Industry 2002 / Insurance Research Center, 2003.2

5호 Korean Insurance Industry 2003 / Insurance Research Center, 2004.2

6호 Korean Insurance Industry 2004 / Insurance Research Center, 2005.2

7호 Korean Insurance Industry 2005 / Insurance Research Center, 2005.8

8호 Korean Insurance Industry 2006 / Insurance Research Center, 2006.10

9호 Korean Insurance Industry 2007 / Insurance Research Center, 2007.9

10호 Korean Insurance Industry 2008 / Korea Insurance Research Institute, 2008.9

■ Insurance Business Report

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

■ CEO Report

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

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

정기간행물

■ 계간

- 보험동향
- 보험금융연구

『 도서 회원 가입 안내 』

회원 및 제공자료

	법인회원	특별회원	개인회원	연속간행물 구독회원
연회비	₩ 300,000원	₩ 150,000원	₩ 150,000원	간행물별로 다름
제공자료	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서	-보험금융연구 (년3회 ₩ 30,000)
	-연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향(계간)	-연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향(계간)	-연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향(계간)	-보험통계월보 (월간 ₩ 50,000)
	-본원 주최 각종 세미나 및 공청회 자료 -보험통계월보 -손해보험통계연보	-보험통계월보 -손해보험통계연보	-	-보험동향 (계간 ₩ 20,000)

※ 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, 반디앤루니스

부산 : 영광도서

저 자 약 력

조 용 운

The University of Houston 경제학 박사
현 보험연구원 연구위원
(E-mail : ywcho@kiri.or.kr)

김 세 환

서강대 경영학 박사과정 수료
현 보험연구원 수석연구원
(E-mail : shkim@kiri.or.kr)

김 세 중

연세대학교 경제학 석사
현 보험연구원 책임연구원
(E-mail : sjkim@kiri.or.kr)

조사보고서 2009-09

보험리스크 측정 및 평가 방법에 관한 연구
— 실손형 민영건강보험을 중심으로 —

발 행 일 2009년 7월 일

발 행 인 나 동 민

발 행 처 보 험 연 구 원

서울특별시 영등포구 여의도동 35-4

대표전화 (02) 3775-9081

ISBN978-89-5710-089-9

정가 10,000