Ⅲ. 리스크 분석 모형

1. 리스크의 종류

본 연구는 가능한 한 현실을 반영한 리스크관리 모형을 구축하고 다양한 분석을 수행하기 위해서 먼저 모형에 반영할 리스크의 종류가 무엇이 있는지를 분류하고 정의한다.

리스크란 기대한 것과는 다른 예측하지 못한 결과가 발생할 가능성이다. 이러한 리스크를 확률분포론의 관점에서 분류해 보면, 리스크는 기본적으로 확률분포의 모수(parameter) 추정치가 확실한지의 여부에 따라 분류할 수 있다. 모수추정치가 정확(최량추정치)하고 변화하지 않을 것이라고 가정한 상태에서 실제값이 최량추정치와 다르게 나타날 가능성을 변동성 리스크(volatility risk, or process risk)라고 한다. 그리고 모수를 현 시점에서 잘못 추정하였거나 정확히 추정하였지만 이것이 시간에 따라 변화할 가능성이 있다고 가정한 상태에서 실제값이 최량추정치와 다르게 나타날 가능성을 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)라고 한다.

리스크를 리스크관리론적인 관점에서 분류하면, 리스크는 피보험자 수의 확대나 재보험, 보험종목의 다양화 등 리스크의 분산(diversification)을 통해서 회피가 가능한 리스크와 그렇지 못한 리스크의 두 유형으로 분류할 수 있다. 회피가 가능한 리스크는 보험사고의 급격성과 우연성으로부터 오는 리스크로 고유리스크(idiosyncratic risk) 또는 비체계적 리스크(non-systematic risk) 등으로 불린다.

회피가 가능하지 않은 리스크는 체계적 리스크(systematic risk, 혹은 구조적 리스크(structural risk)라고 함)와 시스템 리스크(systemic risk)가 있다. 체계적

리스크 혹은 구조적 리스크는 해당 모집단의 개체들이 각각 독립적으로 행동하지만 인플레이션 등 외부사건의 영향에 의해서 개체 전체가 동시에 영향을 받아서 모수가 변화할 때 발생하는 리스크이다. 시스템 리스크(systemic risk)는 해당 모집단의 내부 사건에 의해서 내부의 개체들이 독립적으로 행동하지 않아 해당 모집단은 물론 외부 전체에 까지 영향을 줄 때 발생하는 리스크이다.

가. 변동성 리스크와 고유 리스크

보험사고 건수와 보험사고 건당보험금의 평균 및 표준편차 등에 대한 최량추정치를 알고 있고 이것이 변화하지 않을 것이라고 가정하자. 일반적으로 일정기간 동안 실제 보험사고건수나 보험사고건당보험금은 모수 혹은 최량추정치와 다르게 나타날 것이다. 이렇게 실제 값이 확률변수적으로 최량추정치와 다르게 나타날 가능성을 변동성 리스크(volatility risk, or process risk)라고 한다. 변동성 리스크는 보험사고나 보험사고건당보험금 등이 독립적이라는 가정 하에 이들이 확률변수적으로 나타나는 현상을 일컫는 개념이다.[11)]

11) 변동성 리스크의 특수한 경우로 대재해 리스크(extreme event or calamity risk)가 있다. 전염병이나 자연재해 같은 극단적 사건이 발생하여 정상적 경험 패턴에서 벗어난 1회성으로 보험사고가 발생할 수 있다. 이렇게 실제값이 모수에 대한 최량추정치와 다르게 극단적으로 나타날 가능성을 대재해 리스크라고 한다. 극단적 사건에 의한 손실은 크기를 확정하기 어렵기 때문에 보유해야 할 자본량도 확정하기가 어렵다. 대체로 대재해 리스크를 계산하는데 이용 가능한 데이터는 전혀 없거나 매우 희소하다. 어떤 이들은 사망률(mortality)의 극단적 사건리스크와 동일한 원인이 상해 및 의료보험에도 적용된다고 주장한다. 사망률 증가를 야기하는 환경들은 민영의료보험 및 소득보상보험 보험사고를 동일 수준으로 증가시킬 수 있기 때문이다. 사망률에 대한 접근방법과 같이 극단적 사건 리스크, 변동성 리스크, 초년도 불확실성 리스크에 대한 복합 요구자본량의 극단적 보험사고 심도는 변하지 않지만 빈도가 2배가 된다고 가정하여 결정할 수 있다(IAA 2004, pp. 124~125).

우리나라 민영의료보험의 경우는 실질적으로 가격 산출과 준비금 적립 시에 극단사건 리스크는 별도로 고려하지 않는다. 대재해는 동일한 단체에 대해 같은 보험회사가 인수했더라도 입원보장상품에는 영향이 거의 없다. 모든 대재해가 많은 사람들의 광범위한 입원을 요구하는 것도 아니다. 만약 대재해의 결과로 많은 수의 사람들이 장기입원을 필요로 하더라도 지역 병원시스템의 수용능력이 이를 극복하기가 불가능하다. 이 경우 정부는 추가적인 시설물을 제공하여 대재해에 신속히 대응하거나 군 의료시설 사용과 휴업 중인 병원을 지원할 것이다.

사망률의 경우 우리가 선택한 기대 사망률과 미래 추세가 모두 최량추정치이고 변화하지 않을 것으로 가정하자. 이 때 실제 사망률들이 통계적으로 최량추정치를 중심으로 변화할 리스크가 변동성 리스크이다. 이러한 변동성은 모집단의 추정결과가 계절별로 다를 수 있으므로 보험사고 발생률의 변동성에 미치는 계절효과를 고려하는 것도 중요하다.

리스크관리론적인 관점에서 보자. 독립적으로 가입된 피보험자 수를 증가시킴으로써 평균적인 보험사고의 변동성을 감소시킬 수 있기 때문에 장기적으로 변동성 리스크는 무시할 수 있다. 즉, 변동성 리스크는 개체 수를 크게 하거나 리스크의 분산(risk diversification)에 의해 회피가 가능하여 고유 리스크(idiosyncratic risk) 혹은 비체계적 리스크(non-systematic risk)에 해당한다.

가입자를 증가시키는 것이 가능하지가 않아 리스크의 분산이 가능하지 않은 경우가 있을 수 있다. 이 경우는 변동성 리스크를 무시할 수 없다. 충분히 효율적인 시장에서는 일정량의 자본으로 변동성 리스크로부터 발생하는 기복을 흡수할 수 있다. 그러나 비효율적인 시장에서는 변동성 리스크로 인하여 요구되는 자본이 클 수 있어서 보험회사가 파산할 수 있다.

나. 모수불확실성 리스크와 구조적 리스크 · 시스템 리스크

1) 구조적 리스크

구조적 리스크(structural risk), 혹은 체계적 리스크(systematic risk)는 해당 모집단의 개체들은 독립적으로 행동하지만 외부 사건에 의해서 해당 모집단의 개체 전체가 영향을 받아 모수추정치가 변화할 리스크이다. 전체 시장의 구조 혹은 체계에서 원인을 찾는 것이어서 경제환경 리스크라 하기도 한다.

모수추정치는 시간이 흐름에 따라 변할 수 있으며, 어떤 이유로든 어떻게 변화할지 알 수가 없다. 그 예로 보험계약 내용(language)의 해석을 변경하는 새로운 법원의 결정(ruling), 새로운 의학적 발견(암 치료) 또는 새로운 질병(AIDS)

등을 들 수 있다. 이러한 원인에 의한 리스크는 외부적 충격에 의한 것으로 리스크 풀의 개체 수를 증가시킴으로써 감소시킬 수 있는 것이 아니기 때문에 분산되지 않는다.

우리나라 민영의료보험은 국민건강보험이 보장하지 않는 부분을 보충하여 보장하고 있기 때문에 국민건강보험의 보장성 변동은 민영의료보험의 구조적 리스크로 작용하고 있다. 그러나 민영의료보험은 이에 대해서 보험료율과 보험계약 조건을 완전히 조정하는 것이 어려운 상태에 있다.

그리고 신기술이 도입되어 암 진단이 용이해 졌다고 하자. 암 진단율(암 진단자 수/암보험 계약자 수)이 상승하게 될 것이다. 즉, 모집단 전체에 영향을 주는 외부 사건이 발생하여 최량추정치가 변화하는 것이다.

생명보험의 사망률(Mortality)에 구조적 리스크가 발생할 수 있다. 사망보장상품의 판매 당시에 이용된 사망률 추정치의 평균이 최량추정량이 아닌 경우(사망률 수준 리스크)가 발생할 수 있으며, 미래 사망률이 현재 최량추정방법을 이용해 추정한 것과 다르게 움직일 리스크(사망률 추세 리스크)가 발생할 수 있다. 우리나라 국민연금이나 개인연금은 기대수명의 연장이라는 구조적 리스크에 노출되어 있다. 연금제도의 설계 당시 사망률 추정치의 평균과 추세가 최근에 다르게 나타나고 있는 것이다. 기대수명이 증가함에 따라 연금상품의 구조적 리스크는 증가하고 있다고 할 수 있다.

해약률(Lapse)에도 구조적 리스크가 발생할 수 있다. 해약률은 보험 계약자의 행동에 의해 유발된다. 해약률의 추정 당시에는 정확하게 추정했을 지라도 경기의 변동에 의해서 해약률은 변화할 수 있기 때문에 모수추정치는 달라질 수 있고 이로 인해 리스크가 발생할 수 있다. 그러나 해약률 리스크는 소비자 행동에 의한 것이기 때문에 모형화를 통한 추정은 어려움이 많다.

리스크관리론적인 관점에서 보면 구조적 리스크는 회피할 수 있는 리스크가 아니다. 따라서 보험회사는 구조적 리스크에 대비해서 책임준비금 등 부채의 전 기간에 걸쳐 발생할 수 있는 불리한 부채의 현금흐름에 대비해야 한다. 이는 부채관리나 규제정책으로는 구조적 리스크를 제거하는 것이 불가능하기 때문

이다. 이때에 이용할 수 있는 것이 파생상품이다. 파생상품 등의 시장거래를 통해 리스크를 이전시키는 것이다.[12] 파생상품 등은 구조적 리스크를 비체계적 리스크(혹은 고유 리스크)로 전환시켜 리스크를 경감시키는 기능을 한다고 볼 수 있다.

2) 시스템 리스크

외부영향에 의한 구조적 리스크와는 달리 시스템 리스크(systemic risk)는 해당 모집단의 내부사건에서 원인이 되어 개체 상호 간에 영향을 주어 모수의 변화를 유발하고 이것이 외부 시장 전체에 영향을 주는 리스크이다.

내부사건이 원인이 되어 모수의 변화를 유발하는 경로는 두 가지가 있다. 첫째, 하나의 보험금 지급사유가 되는 보험사고는 다른 보험사고를 유발할 수 있다. 민영의료보험의 경우를 예를 들어보자. 갑이라는 환자가 병원치료를 받은 후 A 질병을 치료 받았는데 B질병의 치료효과까지 있다고 을에게 얘기했다고 하자. 을은 갑의 이야기를 듣고 A질병은 없었고 B질병만 가지고 있을 지라도 A질병과 B질병 모두를 치료받게 된다. 그래서 보험회사의 입장에서는 여러 기간에 걸쳐서 형성된 기대보험사고 건수보다 특정 한 기간에 높은 보험사고 건수를 경험하게 되고 이 현상은 여러 기간에 걸쳐서 나타날 수 있다. 이러한 경우를 정(+)의 전염의존성(positive contagion dependency)이라고 한다(Heckman and Meyers 1983).

둘째, 단체생명보험의 경우를 예를 들면, 한 기간에서의 사망은 다음 기간에서 기대사망수를 줄일 것이다. 이러한 경우는 부(-)의 전염의존성(negative contagion dependency)이라고 한다. 그래서 특정 한 기간에서 기대보험사고 건수보다 높은 보험사고 건수는 다음 기간에 기대보험사고 건수를 감소시킬 수 있다. 즉, 해당 모집단의 내부 개체들이 상호 영향을 주어 모수의 변화를 가져오는 것이다.

이러한 전염성이 보험사고를 폭증시켜 대규모로 발생하게 되면 해당 보험종목의 고유 속성이 사라지게 된다. 모수의 변화가 없는 정상적인 상황에서는 각 보험

12) 기대수익은 리스크의 크기에 비례한다고 할 때, 리스크란 엄밀히는 구조적 리스크 혹은 체계적 리스크를 의미한다(IAA 2004, p. 77).

종목의 리스크 속성에 따른 비체계적 리스크(고유 리스크)는 분산이 가능하고, 모수추정치의 변화에 따른 구조적 리스크는 파생상품화 되어 거래된다. 그러나 대규모 전염성이 발생하는 상황에서는 더 이상 보험종목 고유의 속성이 유지되지 않고 리스크의 분산이 가능하지 않으며, 구조적 리스크를 위한 파생상품 시장은 형성되지 않는다. 이러한 상황은 다른 보험종목에도 영향을 주게 되고 결국 시장 전체의 문제로 발전하여 시장 전체가 위기에 처해 시장 시스템과 가격 메커니즘의 작동 자체를 위협하게 된다. 이렇게 개별의 문제가 전체의 문제로 확장되어 시장 시스템과 가격 메커니즘의 작동 자체를 위협하게 되는 것을 시스템 리스크(systemic risk)라고 한다.[13)]

리스크관리론적인 관점에서 시스템 리스크는 파생상품화 되어 시장에서 거래되기 어려우므로 규제와 감독을 통해 위기상황의 발생을 억제하고 금융시스템의 안정을 유지할 수 있도록 신중한 상품개발, 인수계약심사의 적정화 등 사전적으로 관리하는 수밖에 없다. 위기상황이 발생한 후에는 위기상황을 효과적으로 해결하기 위한 제도적 장치가 필요하다. 자본량을 보유하도록 하는 자본적정성(capital adequacy) 규제, 사후적 소비자보호를 위한 예금보험(deposit insurance) 규제, 책임준비금 규제(reserve requirements) 등이 있다(권세훈 2010. 3. 30).

13) 전염성 외에 쏠림(herding) 현상이 있다. 많은 개체들이 유행(fad)이나 전략(strategy)에 따라 동일한 행태를 보이고 결과적으로 동일한 리스크에 동시에 노출된 상황에서 해당 리스크가 발현되어 시스템 전체에 심각한 장애를 발생시키는 것이다. 쏠림 현상이 발생하면 개체들의 상관관계가 급증하여 분산효과가 급감하며 이로 인해 평소에는 제거될 수 있다고 생각되던 고유 리스크가 제거되지 못한 채 금융시스템 내부의 어디에선가 다른 모습으로 존재하게 된다(권세훈 2010. 3. 30).

다. 리스크양 측정과정의 불확실성에 기인한 리스크

1) 모형오류 리스크

리스크의 측정을 위해서 수학적 모형을 사용하게 된다. 수학적 모형에 오류가 있기 때문에 계산된 값이 실제와 오차를 가질 가능성이 있다. 이를 모형오류 리스크(model error risk)라고 한다. 이는 다음의 경우에 발생할 수 있다.

〈표 Ⅲ-1〉 리스크의 분류

구분	변동성 리스크	모수불확실성 리스크
확률분포론적 접근	• 모수에 대한 최량추정치를 알고 있고 이것이 변화하지 않을 경우 실제 값이 확률변수적으로 최량추정치와 다르게 나타날 가능성	• 모수를 잘못 추정하였거나 모수에 대한 최량추정치를 알고 있지만 이것이 변화할 가능성이 있는 경우에 실제 값이 최량추정치와 다르게 나타날 가능성 • 해당 모집단의 개체들은 각각 독립적으로 행동하지만 외부 영향에 의해 개체 전체가 영향을 받아서 모수가 변화할 때 발생하는 리스크(구조적 리스크 혹은 체계적 리스크)와 2) 개체들이 독립적으로 행동하지 않아 모수가 변화할 때 발생하는 리스크(시스템 리스크)로 구분
리스크관리론적 접근	• 피보험자 규모의 확대나 재보험 등 리스크관리 기법을 이용한 리스크의 분산을 통해서 회피가 가능한 리스크 • 고유 리스크 또는 비체계적 리스크 등으로 불림	• 피보험자 규모의 확대나 재보험 등을 이용한 회피가 가능하지 않은 리스크 • 구조적 리스크, 혹은 체계적 리스크는 파생상품 등을 통하여 리스크를 경감시킴 • 시스템 리스크(systemic risk)는 사전적으로는 신중한 상품개발, 인수계약심사의 적정화 등이 대책, 사후적으로는 시장안정성을 위한 규제, 자본적정성 규제 등이 대책

첫째, 잘못 선택된 모형 그리고 잘못 설계된 모형(erroneous model and model mis-specification)의 경우가 있다. 수학적 해 도출에서의 실수, 로그노말 분포가 적절한데 정규분포를 가정하는 경우 등 통계적 과정을 잘못 설정, 필요

한 리스크 요소의 누락(missing risk factors), 거래비용이나 유동성 고려의 미흡, 주식이나 채권 등의 자산을 잘못 분류하는 경우 등이다.

둘째, 모형의 부정확한 실행(incorrect implementation of the model)에서 비롯될 수 있다. 컴퓨터 프로그램의 오류(bugs in the program), 근사값 계산의 오류(approximation errors), 시뮬레이션 반복수의 부족, 동시적 데이터를 사용해야 함에도 비동시적 데이터(non-simultaneous data feeds)를 사용하는 경우 등이 해당된다.

셋째, 부정확한 모형교정(incorrect model calibration)이 원인일 수 있다. 여러 모수추정 기법 중 적절한 모형을 사용해야 하고, 모수추정에는 오차(estimation errors)가 있기 마련인데 이에 대한 정보를 활용하여 모형교정을 해야 한다. 극단치의 해석 및 처리(How to deal with outliers)를 정확히 해야 한다. 추정간격(estimation intervals)을 선정해야 한다. Policy year, Fisical Year 중 어느 것을 사용할 것인가에 따라 결과가 상이할 수 있다. 추정된 모수의 재추정 및 교정이 이루어져야 한다. 모수 갱신 주기, 통계적 분석에 의한 조정, 주관적 판단에 의한 조정 등이 이루어져야 한다.

넷째, 데이터의 처리(data processing) 과정에서 발생할 수 있다. 표본기간의 선택(length of the sampling period)이 부적절할 경우이다. 관측기간이 길면 통계적 검정력이 향상되나 급변하는 환경에 대한 예측력을 떨어뜨릴 수 있다. 그리고 부정확한 데이터를 사용하는 경우이다.

다섯째, 모형의 잘못된 적용(model misapplication)이다. 모형 개발 당시의 상황과 적용당시의 상황은 다를 수 있다. 이렇게 변화하는 시장상황을 고려하지 않은 경우에 발생할 수 있다. 단순모형을 복잡한 현실에 무리하게 적용한 경우에 모형오류 리스크가 발생할 수 있다.

모형오류 리스크의 관리는 문서화 작업(documentation), 비교모형을 통한 검증(benchmark modeling), 수학적 측면 보다는 현실적용성에 초점을 둔 모형의 강건성 검증(soundness of the model), 결과의 검토와 모형의 강화(check the result and stress the model), 적절한 데이터 구축 등을 통하여 이루어 질 수 있다.

그러나 모형오류 리스크는 허용 가능한 오류 수준 하에서 보다 단순하고 보다 쓰기 쉬운 모형을 얻기 위해 조심성 있게 수용될 수 있다. 복잡할수록 현실성이 있을 수 있지만 생각지 못한 모형오류 리스크가 발생할 수 있다. 그러나 단순화가 지나치면 비현실적 가정으로 인한 오류가 생길 수 있다.

본 연구는 복잡한 수학적 모형을 이용하고 있고 복잡한 컴퓨터 프로그래밍 과정을 수반한다. 먼저 수학적 모형의 오류를 줄이기 위하여 현실을 반영할 수 있도록 하는 시뮬레이션 모형을 적용하였다. 예를 들어, 본 연구는 정액의료보험의 분석을 포함한다. 그러나 국제계리사회(IAA 2004)가 소개한 모형은 인플레이션과 손해율을 이용하여 불확실성을 유발하는 모수추정을 하고 있다. 본 연구는 인플레이션을 이용하지 않는 모수추정법을 적용하였다. 컴퓨터 프로그래밍 과정의 오류는 여러 가지 분석 결과를 제시하고 있고 그 결과들이 일관성을 보이고 있기 때문에 발생하지 않고 있다고 할 수 있다.

2) 모수 리스크

모수 리스크(parameter risk)[14]는 모형이 적절할지라도 모수는 추정되어야 하기 때문에 이러한 추정과정에서 발생하는 리스크이다. 모수 리스크는 관찰기간이 너무 짧아 사용된 관찰 수가 제한되는 경우나 관찰치들이 오염된 데이터를 포함하는 경우에 발생한다. 그리고 관찰치들의 연도별 변동성이 추정을 불확실하게 할 수 있다.

예를 들어, 포아송 분포의 기대발생건수를 추정하고자 할 때 두 가지 방법이 있다. 각 방법에서 모수 리스크가 발생할 수 있다. 첫째, 경험데이터를 사용할 수 있다. 이때는 샘플 오류로부터 모수 리스크가 발생할 수 있다. 둘째, 고려 중인 피보험자들과 유사한 피보험자 그룹에 대한 평균 청구건수를 사용할 수 있다. 이 경우 그 그룹의 각 구성원이 다른 보험금 청구건수를 가질 것이라면 모수

14) 모수 리스크(parameter risk)와 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)는 다르다는 점을 주의해야 한다.

리스크가 발생할 수 있다. 관찰된 특정 기간의 청구건수 데이터를 기초로 분포를 적합시키지만 그 다음 기간에는 피보험자가 다를 것이기 때문이다.

〈표 Ⅲ-2〉 리스크 측정과정의 불확실성 원인과 관리방안

종류 및 정의	원인	관리방안
모형오류 리스크 : 수학적 모형에 의해 계산된 값이 모형의 오류로 인하여 실제와 오차를 가질 가능성	• 잘못 선택 또는 설계된 모형 • 모형을 이용한 추정과정의 오류 • 부정확한 모형 교정 • 데이터 처리과정의 부적절성	• 문서화, 비교모형을 통한 검증, 수학적 측면 보다는 현실적용성에 초점을 둔 모형의 강건성 검증, 모형의 강화, 적절한 데이터 구축
모수 리스크 : 모수추정과정에서 사용된 관찰치의 부족 혹은 오염으로 모수추정치가 실제와 오차를 가질 가능성	• 관찰기간이 너무 짧아 사용된 관찰 수가 제한되는 경우 • 관찰치들이 오염된 데이터를 포함하는 경우 • 관찰치의 변동	• 각 관찰치들의 크기가 커지면서 감소될 수 있음

모수 리스크는 표본수가 커지면서 감소될 수 있기 때문에 분산가능하다. 본 연구에서는 장기손해보험의 민영의료보험에 대한 전수조사 데이터를 이용한다. 따라서 모수 리스크는 주어진 환경에서 최소화 되었다고 볼 수 있다.

2. 리스크의 측정방법

가. 리스크 측정 척도

리스크의 측정은 과거에 주로 지급보험금 혹은 손해액 등 리스크 노출액이 정규분포를 따른다는 가정 하에서 표준편차를 이용해 왔다. 관찰된 표본수가 충분히 크다면 중심극한정리(central limit theorem)에 따라 정규분포를 가정하는 것이 타당할 수 있지만 그렇지 않은 경우에는 적절하지가 않다. 보험 · 금융 데이터는 로그노말 분포를 보이는 등 정규분포와 다른 모습을 보이는 경우가 많기

때문이다(Dowd and Black, 2006). 그래서 1990년대 바젤협약이 이루어지는 가운데 VaR_α(Value-at-Risk at α, α는 신뢰수준)가 새로운 방법으로 등장하였다. 바젤Ⅱ에서 리스크의 측정방법으로 VaR_α를 채택하면서 국제적으로 VaR_α가 통용되기 시작하였고, 그 후 VaR_α의 단점[15]이 보완된 $TVaR_\alpha$(Tailed Value-at-Risk at α)이 개발되어 함께 이용되고 있다. 따라서 본 연구에서도 VaR_α 혹은 $TVaR_\alpha$을 적용하고자 한다.

특정 기간 말의 총지급보험금을 x라 하고 그 확률분포를 $F(x)$라 하면 VaR_α과 $TVaR_\alpha$은 다음과 같이 정의 된다.

$$VaR_\alpha = Min\{x|F(x) \geqq \alpha\}$$
$$TVaR_\alpha = E\{x|x \geqq VaR_\alpha\}$$

시뮬레이션의 경우에 총지급보험금 생산 횟수에 따라 5,000개 혹은 10,000개 등의 총지급보험금이 생산될 것인데 이들 중의 하나가 x이다. 특정 기간 동안 신뢰수준이 α= 0.99로 설정되었다고 하면, VaR_α은 백 번에 한 번 발생하는 최악의 총지급보험금 규모를 제시해 준다. $TVaR_\alpha$은 VaR_α값보다 큰 총지급보험금들의 평균이다. $TVaR_\alpha$을 추정하고 나면 각 보험종목 혹은 보장내용의 $TVaR_\alpha$ 값을 규모에 영향을 받지 않도록 지수화 할 필요가 있다. 그 방법이 리스크계수(RCM: Risk Capital Multiplier)를 산출하는 것이다.

$$\text{리스크 계수} = \frac{TVaR_\alpha - m}{m}$$

여기서 m은 총지급보험금들의 평균이다. 경제적 자본양 혹은 요구자본양은 리스크계수를 산출한 뒤에 각 리스크의 노출액(위험보험료)을 곱하여 산출한다. 리스크의 노출액은 주로 재무제표상의 금액을 기본으로 한다.

15) 자세한 내용은 〈부록〉에 설명하였다.

나. 신뢰수준의 결정

VaR_α과 $TVaR_\alpha$을 이용하기 위해서는 신뢰수준 α를 결정하여야 한다. 이것은 보험회사의 주관적 리스크 선호(risk appetite)를 반영하는 정량적이고 정성적인 리스크 허용수준(risk tolerance level) 혹은 리스크 목표(benchmark)를 결정하는 것과 연계되어 있다(IAIS 2007. 10b, p. 12).

리스크 허용수준을 결정한다는 것은 실제로 신용평가회사가 정한 신용등급을 결정한다는 것으로 볼 수 있다(IAA 2009. 3, p. 33). 해외 사례를 보면 실제로 보험회사들이 리스크 허용수준(VaR(99.5%), $TVaR$(99.0%))을 설정하는 작업은 신용등급 수준(예, BBB)으로 대신하는 경우가 있다(CEIOPS 2009, p. 83). 신용등급 수준을 높게 결정하면 신뢰수준이 높아지고 보유해야 할 자본양은 늘어난다.

해외 보험회사들은 자본량을 결정하기 위한 모형의 구성요소인 신뢰수준, 측정방법(risk measure), 기간(time horizon)을 다음과 같이 채택하고 있다.

- VaR_α을 적용할 경우 추정기간은 1년이며, 신뢰수준은 99.5~99.95%, 99.93%, 99.97%로 다양하다.
- $TVaR_\alpha$는 추정기간이 보통 1년이며, 신뢰수준은 주로 99.0%이다.
- 1년 이상에서 25년까지의 추정기간을 사용하는 보험회사도 있다.

이상에서 살펴 본 바와 같이 보험회사의 리스크 허용수준은 보험회사가 얼마나 많은 리스크를 수용할 수 있는 준비가 되어있고 의지가 있는가에 대한 경계를 분명히 하자는 것이다. 본 연구에서는 해외의 사례를 따라 신뢰수준을 0.99로 한다(〈표 Ⅲ-3〉 참조).

〈표 Ⅲ-3〉 리스크 측정방법 및 신뢰수준 적용현황

구 분	측정방법	신뢰수준
Solvency I	-	정하지 않음
S&P	VaR	정하지 않음(자본적정성 비율: BBB등급 유지에 필요한 자본)
미국(NAIC)	VaR	특정하지 않음
영국(FSA), QIS3	VaR	99.5%(BBB등급의 신뢰수준)
스위스(SST)	$TVaR$	99.9%
IAIS	VaR, $TVaR$	보험리스크: VaR(99.5%), $TVaR$(99.0%)
은행(Basel Ⅱ)	VaR	• 운영리스크: 99.9% • 시장리스크: 99.0% • 신용리스크: 99.5%

자료: 장동식(2009)을 재구성함.

3. 리스크의 측정모형

고유 리스크(변동성 리스크)의 측정은 개별 보험사고가 독립적인 것으로 가정한다. 그리고 보험사고 건수의 확률분포, 건당보험금의 확률분포에 대한 평균과 분산 등 모수가 변하지 않을 것으로 가정한다. 따라서 표본을 이용하여 보험사고 건수, 건당보험금의 분포에 대한 표본평균과 표본분산 등을 추정한 값은 정확하다고 가정한다. 이러한 경우 표본 수가 충분히 크다면 변동성 리스크는 고려할 필요가 없을 정도로 매우 작다.

그런데 확률분포의 모수는 보험사고가 독립적이라는 가정이 충족되지 않을 경우, 외부의 충격이 있을 경우, 시간이 흐른 경우 변화할 가능성이 있다. 따라서 표본으로부터 계산된 표본평균과 표본분산 등 모수추정치가 정확하지 않을 가능성이 있다. 이러한 모수의 변화가능성을 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)라고 하고 본 연구는 모수불확실성 리스크의 측정에 집중한다.

가. 모수불확실성의 발생원인

각 보장내용별 보험사고(claims)의 건수와 건당보험금 분포 각각의 모수추정치가 불확실하다는 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)를 유발하는 요인은 여러 가지가 있다.

첫째, 표본의 불완전성에서 기인하는 보험사고의 모수 리스크(parameter risk)[16)]가 발생하는 경우이다. 본 연구는 전수조사 자료를 이용하기 때문에 보험사고의 모수리스크는 최소화되었다고 가정하고 별도로 다루지 않는다.

둘째, 각 보장내용 내의 보험사고 건수 사이에 상호의존성(co-dependency)이 발생하는 경우이다. 보험사고 건수가 독립적이라고 가정할 경우는 다음을 가정하는 것일 것이다(Heckman and Meyers 1983).

- 한 기간 내에서 발생하는 기대 보험사고 건수는 그 기간의 길이에 의존하고 초기 값에 대해서는 독립적이다.
- 두 기간 내에서 발생하는 보험사고는 독립적이다.
- 한 시점에서는 한 번의 보험사고가 발생한다.[17)]

그러나 한 보험사고가 다른 보험사고를 유발하여 보험사고 사이에 독립성의 가정이 충족되지 않을 수 있다. 예를 들어, A가 진료서비스를 받은 것이 B가 진료를 받게 된 동기가 되었다고 하자. B의 보험사고는 독립적이지 않고 전염에 의하여 발생한 것이다. 이러한 전염성(contagion)에 의한 시스템 리스크로 인해서 각 보장내용(coverage)의 보험사고율[18)]은 관찰 기간 사이에 혹은 한 기간 내에서

16) 모수 리스크(parameter risk)와 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)는 다르다는 것을 주의해야 한다.

17) 이상에서 살펴본 바와 같이 모수불확실성의 문제는 시간에 따른 변화에 기인한다. 그래서 CAS(Casualty Actuarial Society)는 이를 반영하는 RBC 산출 공식을 정립하는 과정에서 DFA(Dynamic Financial Analysis)라는 용어를 만들어냈다. 향후 모수불확실성의 문제는 CRM(Collective Risk Model)에서 매우 중요한 요소가 될 것이다.

18) 보험사고건수/보험계약건수

초반부와 후반부의 보험사고율은 다를 수 있다. 본 연구는 각 보장내용의 관찰기간 간 보험사고율이 다르다는 것을 반영하여 보험사고 건수의 모수불확실성을 반영한다.[19)]

셋째, 외부 충격에 의해서 보험사고 건당보험금 분포의 모수에 불확실성이 발생할 수 있다. 실손의료보험의 경우 발생하는 모수불확실성 리스크의 주요 원인 중의 하나는 인플레이션에 있다고 할 수 있다. 인플레이션으로 인하여 구조적 리스크(structural risk 혹은, 체계적 리스크(systematic risk))가 발생하여 보험사고 건당보험금 분포모수가 달라지기 때문이다. 의료물가가 상승하였을 경우 실손의료보험의 보장내용인 입원, 외래, 처방조제약 의료비가 동시에 상승할 것이다. 그리고 이러한 동시적인 상승으로 인하여 입원, 외래, 처방조제약의 건당 의료비가 상호의존성을 가지게 된다.

정액의료보험은 진단, 입원, 수술, 간병, 후유장해를 보장한다. 신의료기술이 개발되었다고 하면, 입원기간은 줄어들어 입원일당이 줄어들 수 있고, 후유장해 등급이 낮아져 장해율에 따라 지급하는 건당보험금이 낮아질 수 있다.

본 연구는 과거 실적을 활용하여 보장내용별 건당보험금의 모수불확실성을 반영할 수 있는 방법(Meyers & Schenker 1982)을 적용한다. 외부충격에 의해 과거 실적치가 변동이 심했다면 미래에도 변동이 심할 것이고 그래서 리스크양도 크게 산출되도록 하는 방법이다.

나. 모수불확실성 리스크의 측정방법

구조적 리스크(structural risk), 시스템 리스크(systemic risk) 등이 보험사고건수와 보험사고건당보험금의 모평균과 모표준편차 등 모수에 변화(variation)를

19) 한편, 실손의료보험은 입원, 외래, 처방조제약을 보장한다. 정액의료보험은 진단, 입원, 수술, 간병, 후유장해를 보장한다. 실손의료보험의 경우 외래 보장 건수가 증가하면 처방조제약 보장 건수 또한 증가할 것이다. 정액의료보험의 경우 예를 들어 입원과 수술은 상호 의존성이 있을 것이다. 본 연구는 이러한 보장내용 간 상호의존성은 추후 과제로 남겨둔다.

주게 되고 그 변화로 인하여 모수의 추정치는 정확하지 않을 가능성이 있다. 리스크에 의해 모수가 변화한다는 것을 나타내는 방법은 리스크의 정도를 나타내는 불확실성모수를 추정하여 가정된 지급보험금 분포에 영향을 주도록 하는 방법이 있다. 이 때 생성된 지급보험금 분포의 TVaR을 추정하여 모수불확실성 리스크를 측정한다. 모수불확실성 리스크를 측정하는 방법으로 확률론적인 시뮬레이션법과 로그정규분포를 가정한 공분산행렬을 이용하는 방법 등이 있다.

1) 확률론적 시뮬레이션법을 이용한 TVaR 측정

가) 개요

금융공학적 몬테칼로 시뮬레이션법은 사전에 보장내용별 지급보험금 분포와 총지급보험금 분포를 가정하고 추정된 불확실성모수가 분포에 반영되도록 지급보험금을 반복적으로 생성시켜 새로운 분포를 생성시키는 방법이다. 시뮬레이션 방법으로 여러 가지가 제안되고 있다.

초기 시뮬레이션법은 한 가지 보험종목에만 국한된 것이기 때문에 각 보험종목 사이의 상호의존성(co-dependency)을 반영하지 못하고 있다. 그런데 실제로는 상호의존성이 발생하고 있으므로 각각 분석하는 것은 현실적합성이 부족하다.

이후 각 보험종목 사이의 구조적 리스크와 시스템 리스크에 의해서 생성된 상호의존성을 반영하고자 하는 노력은 계속되어왔다. 대표적인 성과의 하나는 하나의 확률론적 시뮬레이션 알고리듬에 여러 보험종목의 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)를 반영하기 위하여 CRM(Collective Risk Model)을 적용하는 방법을 고안한 것이다(Heckman and Meyers 1983; Meyers 1999; Meyers *et al*. 2003; Wang 1998). CRM은 한 시뮬레이션 알고리듬 내에서 여러 보험종목 사이에 상호의존성을 반영하여 보험종목별 지급보험금을 산출한 뒤에 합산하여 총지급보험금을 산출하는 방법이다.

Meyers(1980)는 모수불확실성 리스크를 반영하기 위하여 처음으로 확률론적

시뮬레이션에 CRM을 적용하였다. 그러나 보험사고건수 분포와 건당보험금 분포를 분리하지 않고 총지급보험금 분포를 근사하였다. Russel and Gary(1980)는 CRM을 이용하면서 보험사고건수 분포와 건당보험금 분포를 나누어서 모수불확실성 리스크 문제를 다루었다. Heckman and Meyers(1983)는 시뮬레이션 알고리듬에 CRM을 적용하면서 불확실성 리스크의 발생 원인을 구체화 하였다. 보험사고의 건수 분포에 전염성(contagion)에 의한 시스템 리스크(systemic risk)를 반영하고, 건당보험금 분포에 구조적 리스크(structural risk)를 반영하고자 하였다. 그러나 구체적인 불확실성모수 추정법을 제시하지는 않았다. Meyers and Schenker(1983)는 Heckman and Meyers(1983) 모형을 재해석하면서 표본으로부터 구체적인 불확실성모수를 추정할 수 있는 방법을 제시하였다. Wang(1998)은 여러 보험종목의 보험사고 건수의 결합확률분포가 비독립적인 모형을 도입하고 푸리에 변환을 통해 총손실 분포를 도출하는 방법을 제안하였다. 그러나 보험사고 건당보험금에 발생하는 모수불확실성은 고려하지 않아 현실적합성 면에서 한계점이 있다. Meyers(1999)와 Meyers *et al.*(2003)는 Wang의 영향을 받아 보험종목에 따라 공분산그룹(covariance group)으로 묶어 모수불확실성을 적용함으로써 특정 공분산 그룹 내 지급보험금 간의 상관관계를 고려한 시뮬레이션 알고리듬을 제시하였다. 그리고 Meyers *et al.*(2003)은 분석중인 데이터의 적합과정을 통해서가 아니라 손해율(loss ratio)과 인플레이션을 이용하여 불확실성모수를 추정하였다. IAA(IAA 2004, Appendix B, p. 111)는 Heckman and Meyers(1983)의 모형을 적용하면서 Meyers *et al.*(2003)의 불확실성모수 추정법을 적용하고 있다.

시뮬레이션 알고리듬은 다양한 접근이 가능하다는 장점이 있지만, 정확한 불확실성모수의 추정이 선행되어야한다는 것이 단점이다. 불확실성모수의 추정은 가능하면 현실을 반영해야 하고 정확할 수 있도록 해야 한다. 본 연구는 Heckman and Meyers(1983)의 시뮬레이션 모형을 적용하면서 불확실성 리스크를 반영하는 모수는 Meyers and Schenker(1982)를 적용한다.

본 연구는 실손과 정액의료보험을 통합하여 분석하고 있기 때문에 이를 반영

할 수 있는 불확실성모수를 적용할 필요가 있다. Meyers & Schenker(1982)의 불확실성모수는 이를 반영하기에 적합한 방법이다. Meyers *et al.*(2003)와 IAA(IAA 2004, Appendix B, p. 111)은 불확실성모수로 손해율과 인플레이션을 이용하기 때문에 정액의료보험에는 적용할 수 없다.

그리고 선행 연구들은 여러 보험종목(insurance lines)의 통합에 집중하였으나 본 연구는 한 보험종목의 여러 보장내용(insurance coverages)의 통합을 위해 선행연구의 방법을 적용한다.

나) 시뮬레이션 알고리듬

본 연구에서 적용하는 시뮬레이션 알고리듬은 다음과 같다. 로그정규분포로부터 산출된 i번째 보장내용(coverage i)의 보험사고 건수(λ_i), 건당평균보험금(υ_i), 개별지급보험금의 표준편차(τ_i)가 주어졌다고 하자.

① 각 보장내용(insurance coverage) i에 대해서 Gamma(1, c_i)로부터 하나의 수(a random number) χ_i를 선택한다.

감마분포의 확률변수는 항상 양(+)의 값을 가지고, 일반적인 형태의 분포를 가지기 때문에 다루기가 편해서 보험사고의 경우 일반적으로 이용된다.

c_i는 보험사고건수의 모수불확실성 리스크를 반영하기 위한 모수이다. $c_i > 0$는 기대 보험사고건수의 시스템 리스크(systemic risk)를 반영하는 모수이고, 보험종목 i에 대한 양(+)의 전염모수(positive contagion parameter)라고 부른다(Heckman and Meyers 1983).

– 평균(mean = variance)이 $\chi_i\lambda_i$인 포아송분포로부터 한 보장내용 i에 해당하는 하나의 클레임 건수(a random claim count) K_i를 선택한다.

여기서 χ_i는 확률적 보험사고빈도승수(a random claim frequency multiplier)라고 한다. 빈도승수 χ_i가 곱해진 $\chi_i\lambda_i$은 관찰된 보험사고 건수(λ_i)가 불확실하다는 것을 반영하고 있다. K_i는 보험사고 건수(λ_i)의 전염성(contamination)이 반영된 숫자가 된다.

– 각 보장내용 i에 대해서 K_i에 해당하는 하나의 건당지급보험금(a random claim size) Z_{ik}을 선택한다. Z_{ik}는 평균(mean)이 υ_i, 그리고 표준편차가 τ_i인 로그정규분포로부터 선택한다.[20)]

② $X_i = \sum_{k=1}^{K_i} Z_{ik}$: 보장내용 i의 지급보험금

이것은 $X_i = K_i \cdot Z_{ik}$와 동일하다. 즉, 이제까지 과정에서 보장내용 i에 대한 하나의 총지급보험금이 생성된다. K_i는 전염성이 반영된 보험사고 건수이므로 이에 건당보험금을 곱하면 전염성이 반영된 각 보장내용 i의 지급보험금이 산출된다. 이때 K_i가 충분히 큰 경우 X_i는 정규분포를 따르고, X_i와 X_j는 독립이어서 $Cov[X_i, X_j] = 0 \text{ for } i \neq j$이다.

이상의 알고리듬은 보험사고 건수에 모수불확실성을 반영하고 건당보험금 분포(claim severity)에는 모수불확실성을 반영하지 않고 있다. 건당보험금 분포가 로그정규분포의 형태(shape)로 알려져 있지만 분포의 규모(scale)에 모수불확실성이 있다고 가정하면 다음과 같다.

---

20) 시뮬레이션 과정에서 로그정규분포로부터의 평균(υ_i)과 분산(τ_i)을 이용하여 정규분포의 모수(μ_i와 σ_i)를 유도하는 것이 필요하다.

$\sigma_i^2 = \ln(\tau_i^2/\upsilon_i^2 + 1)$, $\mu_i = \ln(\upsilon_i) - \sigma_i^2/2$

이렇게 생성된 정규분포의 모수를 이용하여 정규분포를 생성하고 지수화(exponentiate)하면 로그정규분포가 생성된다.

③ 균일분포(a uniform distribution: (0, 1))로부터 임의의 수(a random number) p를 하나 선택한다. 각 보장내용 i에 대해서 p^{th} 퍼센타일이 되도록 β_i를 선택한다. 여기서 β_i는 $E[\beta_i]=1$ 그리고 $Var[\beta_i]=b_i$인 감마분포를 갖으며 규모모수(scaling parameter)라 한다. b_i는 구조적 리스크를 반영하는 혼재모수(mixing parameter)라 하고 건당보험금 분포의 모수불확실성의 척도이다.

구조적 리스크는 모집단 전체에 영향을 주는 외부 사건이 발생하여 최량추정치가 변화하는 것이다. 예를 들어 국민건강보험의 보장성이 변화하였다고 하자. 그러면 실손의료보험의 외래, 입원, 처방조제약이 동시에 영향을 받게 된다. 외래, 입원, 처방조제약의 의료비가 동일비율로 영향을 받게 되어 각 보장내용 사이의 상호의존성이 생성되는 것이다. 여기서 영향을 받아서 변화하는 정도는 b_i에 의해서 결정되고, 상호의존성의 생성과정은 다음과 같다.

즉, 일단 하나의 확률 p가 선택되고 나면 그 확률에 해당하는 퍼센타일이 결정되는데 각 보장내용은 다른 분산(b_i)을 가지고 있어서 p^{th} 퍼센타일의 위치(β_i)는 다르게 된다. 그런데 확률 p가 변동하면 각 보장내용의 p^{th} 퍼센타일의 값은 동일 비율로 변동하게 되어 보장내용 간 상관계수 $\rho_{ij}=Corr(\beta_i, \beta_j)=1$인 $\beta_i's$의 다중분포가 생성된다. 즉, β_i로 인해 각 보장내용의 지급보험금들 사이에 양(+)의 상호의존성이 생성되는 것이다.[21)]

④ $X=\sum_i \beta_i X_i$, 보험회사의 총지급보험금
시스템 리스크가 보험사고 건수에 반영되고 구조적 리스크가 건당보험금에 반영된 보험회사의 총지급보험금이다.

21) 보험사고 건당보험금 분포에 공제(deductible)가 있다면, 공제를 초과할 확률 P를 고려해야 한다. 음이항 건수분포의 모수 λ를 $p\lambda$로 대체해야 한다. 이때 c는 변화하지 않는다.

이러한 과정을 계획된 반복횟수(예: 5,000회) 만큼 반복하면 반복 횟수만큼의 총지급보험금 X가 생성된다.

⑤ 최종적으로 X 의 분포가 생성되면 VaR_α 혹은 $TVaR_\alpha$을 측정한다.

2) 공분산 행렬을 이용한 TVaR 측정

가) 기댓값과 공분산

시뮬레이션 알고리듬으로부터 생성된 분포의 기댓값과 분산은 다음과 같다 (IAA 2004, p. 111).[22)]

$$E[X_i] = E[E(X_i|K_i)] = E[K_i \upsilon_i] = E[E(K_i|\chi_i)] \bullet \upsilon_i = \lambda_i \upsilon_i$$

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

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

$$Var[K_i] = \lambda_i + c_i \lambda_i^2$$

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

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

$$Var[\beta_i X_i] = (1 + b_i)[\lambda_i \tau_i^2 + \upsilon_i^2 (\lambda_i + c_i \lambda_i^2)] + b_i \upsilon_i^2 \lambda_i^2$$

$$\begin{aligned} Cov[\beta_i X_i, \beta_j X_j] &= (\rho_{ij} \sqrt{b_i b_j} + 1) \lambda_i \upsilon_i \lambda_j \upsilon_j - \lambda_i \upsilon_i \lambda_j \upsilon_j \\ &= (\rho_{ij} \sqrt{b_i b_j}) \lambda_i \upsilon_i \lambda_j \upsilon_j \end{aligned}$$

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

22) 자세한 유도과정은 〈부록〉에서 다루었다.

나) 공분산 행렬을 이용한 TVaR 측정

위 시뮬레이션 모형으로부터 생성된 총지급보험금 분포는 어느 분포를 따르는지 알 수 없다. $\beta_i X_i$ 와 $\beta_j X_j$ 가 독립적이라면 정규분포를 따른다고 할 수 있다. 그러나 β_i와 β_j 사이의 상관계수(ρ_{ij})가 1이 되도록 생성되어 $\beta_i X_i$ 와 $\beta_j X_j$ 사이에 상호의존성($|\delta_{ij}| \leq 1$) 생성으로 서로 독립적이지 않다.

그런데 $E[X]$)과 분산($Var[X]$)을 취하는 총지급보험금이 로그정규분포를 따른다고 가정하면 공분산 행렬을 이용하여 $TVaR_\alpha$을 추정할 수가 있다. 첫 번째 단계로 경험데이터에 대해서 각 보장내용(insurance coverage)에 대한 관찰기간 동안(본 연구는 4년) 보험사고(claims)의 건당보험금에 대한 로그정규분포의 기댓값과 CV(coefficient of variation: τ_i/υ_i)를 결정해야한다. 그리고 불확실성 모수 b_i와 c_i를 결정해야 한다.

두 번째 단계로 각 보장내용에 대해서 관찰기간 동안 기대보험사고 건수(expected claim count)의 추정치(λ_i)를 계산한다. 이 추정치는 각 보장내용의 기대지급보험금 추정치를 기대보험사고건당보험금으로 나누어서 산출한다.

$$\hat{\lambda}_i = \hat{X}_i / \hat{\upsilon}_i$$

여기서 $\hat{X}_i$은 i번째 보장내용의 지급보험금으로 최근 연도 관찰치를 이용할 수 있고 추세를 감안한 추정치를 이용할 수 있다.

세 번째 단계는 이상의 정보를 이용하여 총지급보험금 분포의 $E[X]$과 $Var[X]$을 계산한다. 여기서 $\rho_{ij} = 1$ 이다.

네 번째 단계, α^{th} 퍼센타일에서 VaR_α를 계산한다. 이 과정을 위해서는 총지급보험금 분포가 μ'과 σ'를 모수로 하는 로그정규분포[23]를 따른다고 가정한다.[24] 재보험이 있는 경우라면 관련 표준편차와 평균을 대입하면 된다

23) 심도에서의 정규분포 모수인 μ와 σ와의 혼동을 피하기 위하여 총손실액 관련 정규분포 모수를 μ'과 σ'으로 표시하였다.

24) $VaR_{0.99}$의 산출 과정을 예를 들어 설명하면 다음과 같다. $0.99 = F(X) = \Phi(z)$이고

(Klugman *et al.* 2004, Appendix A).

다섯 번째 단계, 로그정규분포의 Limited Expected Value, $E[X \wedge VaR_\alpha]$를 계산한다(Klugman *et al.* 2004, Appendix A).25)26) 이 단계의 아이디어는 재보험 수준 미만의 분포를 결정하는 방법이 VaR_α 수준 미만의 분포를 결정하는 것과 동일하다는 것에 착안한 것이다.

$$E[(X \wedge y)] = \exp(\mu' + \frac{1}{2}\sigma'^2)\Phi\left(\frac{\ln y - \mu' - \sigma'^2}{\sigma'}\right) + y[1 - F(y)]$$

마지막 단계, $TVaR_\alpha = VaR_\alpha + \dfrac{E[X] - E[X \wedge VaR_\alpha]}{1-\alpha}$을 계산한다(Klugman *et al.* 2004, p. 668).27)

$z = \dfrac{\ln X - \mu'}{\sigma'}$이므로 표준정규분포표의 z=2.32로부터 $\ln X = \mu' + 2.32\sigma'$을 얻을 수 있다. 따라서 $VaR_{0.99} = X = e^{\hat{\mu}' + 2.32\hat{\sigma}'}$에 추정된 정규분포의 표준편차와 평균을 대입하면 $VaR_{0.99}$를 추정할 수 있다.

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

26) 여기서, y는 VaR_α에 해당하고, 우변의 $\exp(\mu' + \frac{1}{2}\sigma'^2)$는 로그정규분포의 평균이다. 두 번째항 $\left(\dfrac{\ln y - \mu' - \sigma'^2}{\sigma'}\right)$에서 y가 VaR_α에 해당하므로 이 값을 이용하여 계산한 결과를 이용하여 표준정규분포표로부터 Φ값을 구한다. 세 번째 항은 y= VaR_α과 $F(y) = \Phi(z)$, $z = \dfrac{\ln y - \mu'}{\sigma'}$를 이용하여 계산한다.

27) $TVaR_\alpha = \dfrac{1}{1-\alpha}\displaystyle\int_{q_\alpha}^{\infty} y dF(y) = \dfrac{1}{1-\alpha}\left[\int_0^{\infty} yf(y)dy - \int_0^{q_\alpha} yf(y)dy\right]$

$E[(X \wedge y)] = \displaystyle\int_0^{q_\alpha} yf(y)dy + q_\alpha \times [1 - F(q_\alpha)]$

$E[(X \wedge y)] = \displaystyle\int_0^{q_\alpha} yf(y)dy + q_\alpha \times (1-\alpha)$ 이므로

$TVaR_\alpha = \dfrac{1}{1-\alpha}[\displaystyle\int_0^{\infty} yf(y)dy - E(X \wedge y) + q_\alpha \times (1-\alpha)]$

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

여기서 y가 VaR_α수준에 있고 $VaR_\alpha = q_\alpha$ 임을 고려하면,

다. 불확실성모수 추정

보험사고건수 분포와 보험사고 건당보험금 분포의 모수추정치(최량추정치)가 변화할 가능성이 구조적 리스크(structural risk)와 시스템 리스크(systemic risk)에 기인한다고 가정하여 시뮬레이션 모형을 구축하였다. 그러면 그러한 리스크 요인에 기인한 보험사고건수와 보험사고건당보험금의 평균과 표준편차의 변화 정도는 무엇으로 결정되는가? 불확실성모수에 의해서 결정된다.

Meyers *et al.*(2003)은 데이터의 적합과정을 통해서가 아니라 손해율(loss ratio)과 인플레이션을 이용하여 b_i를 추정하고 있다(Meyers *et al.* 2003; IAA 2004, pp. 111~113). 그러나 이 방법은 인플레이션을 이용하기 때문에 정액의료보험에는 적용할 수 없다는 점 때문에 본 연구에는 적용할 수가 없다. 본 연구는 Meyers & Schenker(1982)의 방법을 적용하고자 한다.

1) 시스템 리스크를 반영하는 불확실성모수 추정

각 보장내용 i에 대해서 시스템리스크를 반영하는 모수 $c_i(i=1,\ldots,k)$는 다음과 같이 추정될 수 있다(Meyers & Schenker 1982). 기본적으로 관찰기간 동안 보험사고건수의 다 기간 표본분산을 구한다. 보험회사가 하나이며 총 관찰기간이 T인 경우 $t=1,\ldots,T$에 대해 N_{it}를 t번째 해에 표본으로부터 관찰된 사고건수, e_{it}를 위험노출(exposure)을 나타내는 표본으로부터 관찰된 위험보험료(risk premium)라고 하자. 이때 $\hat{\eta_i}=(1/T)\sum_{t=1}^{T}N_{it}\cdot(e_{i1}/e_{it})$라고 하자. 여기서 e_{i1}은 최근 연도에 관찰된 보험료이다. 위험노출액(exposure)이 성장하는 산업에서 e_{i1}을 사용하는 것은 1보다 큰 값을 가중치로 사용하는 것이 된다. 즉, $\hat{\eta_i}$는 위험노출액(exposure)의 성장성이 가중치로 고려된 연간 평균보험사고 건수이다.

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

이것은 위험노출액이 증가하면서 보험사고 건수가 같이 늘어나는 것을 고려하여 보험사고건수가 랜덤하게 되도록 보정하고 있는 것이다. 성장이 미미한 경우는 e_{i1} 대신에 연도별 위험보험료의 평균을 사용할 수 있다. 그런데 이 보험사고 건수는 변화가 있을 것인데 어느 정도인가를 추정하고자 하는 것이 c_i이다. $V_i = \sum_{t=1}^{T} [(e_{i1}/e_{it}) \cdot N_{it} - \hat{\eta_i}]^2$ 라고 하자. 이는 연간 평균보험사고 건수로부터 해당 연도의 편차를 자승한 것이다. 이때 보험사고 건수의 변화 정도를 나타내는 다기간 분산 c_i는 아래와 같이 추정될 수 있다.

$$\hat{c_i} = \frac{V_i - [(T-1)/T] \sum_{t=1}^{T} (e_{i1}/e_{it}) \cdot \hat{\eta_i}}{(T-1) \cdot \hat{\eta_i^2}}$$

여기서 분모의 $\hat{\eta_i}$ 은 규모로 인한 효과를 제거하기 위한 것이다. 분자의 두 번째 항은 추정값이 불편추정치(unbiased)로 되도록 보정하기 위해 포함된 항이다. $\hat{c_i}$는 작은 T와 작은 N_{it} 에 대해서도 (예: $T=5$, $N_{it} = 250{,}000$) 상당히 정확한 추정치를 보인다.

여기서 보험사고율의 추세(trend)가 있는 경우가 보정되지는 않고 있다는 사실에 주의해야 한다. 이 점은 이제까지의 금융공학의 한계라고 할 수 있다. 보험사고율에 양(+)의 추세가 있는 경우 c_i가 크게 추정되도록 하여 TVaR이 보수적으로 산출되는 효과를 가져 오도록 하여야 하고, 음(-)의 추세가 있는 경우는 c_i가 작게 추정되도록 하여야 한다.

2) 구조적 리스크를 반영하는 불확실성모수 추정

구조적 리스크를 반영하는 분산 b_i는 다음과 같이 추정된다. 기본적으로 관찰기간 동안 건당보험금의 다 기간 표본분산을 구하는 것이다. $X_{i1}, \dots, X_{iT}$를 보장내용 i에 대해서 T개의 독립적으로 관찰된 지급보험금이라고 하자.

$A_{it} = X_{it} / N_{it}$를 보장내용 i의 t번째 해에 관찰된 건당지급보험금(average claim costs)이라고 하자. i번째 보장내용의 건당지급보험금에 대한 T기간 동안 기댓값과 분산의 추정치는 다음과 같다.

$$\hat{\upsilon}_i = \sum_{t=1}^{T} X_{it} / N_i \text{ , 여기서 } N_i = \sum_{t=1}^{T} N_{it}$$
$$\hat{\tau}_i^2 = \sum_{t=1}^{T} \hat{\tau}_{it}^2 N_{it} / N_i$$

여기서 $\hat{\tau}_{it}^{\,2} = \dfrac{S_{it}^2}{A_{it}^2} \hat{\upsilon}_i^{\,2}$이다. 이것은 변이계수(coefficient of variation)의 특성, $\dfrac{\tau_i^2}{\upsilon_i^2} = \dfrac{\tau_{it}^2}{\upsilon_{it}^2}$을 이용하고 건당지급보험금에 대한 평균은 표본평균 A_{it}, 분산은 표본분산 S_{it}^2 로 대체한 것이다. 그리고 $W_i = \sum_{t=1}^{T} N_{it} \cdot (A_{it} - \hat{\upsilon}_i)^2$ 로 정의하면 이는 T 년 간 평균보험사고 건당보험금로부터 해당 연도의 편차를 자승한 것이다. 이때 보험사고 건당보험금의 변화가능성 정도를 나타내는 분산 b_i의 불편추정치는 다음과 같다.

$$\hat{b}_i = [W_i - (T-1) \cdot \hat{\tau}_i^2] / [(T-1) \cdot \hat{\tau}_i^2 + \hat{\upsilon}_i^2 \cdot (N_i - (1/N_i) \sum_{t=1}^{T} N_{it}^2)]$$

여기서 분모는 $T-1$ 로 나누어 표본분산을 구하되 규모로 인한 효과를 제거하기 위해 보정하고 있는 것이다. $\hat{b}_i$는 작은 T에 대해서는 N_{it} 가 클수록 (예: $N_{it} = 1{,}000{,}000$) 정확도가 향상된다(Meyers & Schenker 1982).

위 식에서 본 바와 같이 $\hat{b}_i$는 건당지급보험금의 추세적 변화를 고려하지 않고 있다. 추세적 변화가 있다면 $\hat{b}_i$는 크게 추정되는 경향이 있다. 관찰기간 동안의 평균으로부터의 변화가 크게 추정되기 때문이다. 더욱이 $\hat{b}_i$는 보장내용 사이의 상호의존성을 생성하는 모수이다. 따라서 $\hat{b}_i$의 크기는 TVaR값에 지대한 영향을

끼친다. 문제는 상향 추세적 변화일 경우와 하향 추세적 변화를 보일 경우가 동일하게 $\hat{b_i}$를 크게 추정되도록 하는 효과가 있다는 것이다. 이론적으로는 있을 수 있는 일이지만 현실 적합성 면에서는 논란의 여지가 있다. 상향 추세적 변화일 경우는 평균으로부터 건당지급보험금의 변화가 크게 나타나므로 $\hat{b_i}$가 크게 추정되어 그러한 리스크에 대비하도록 하는 것이 필요하다. 그러나 하향 추세적 변화일 경우는 이론적 리스크는 증가하지만 현실적으로 그러한 리스크에 대비해야 하는 지는 받아들여지기가 어려운 것이다. 리스크 요인을 분석하고 평가하는 과정에서 이러한 점을 주의해야 할 것이다.

4. 개별리스크 측정방법

리스크관리 시스템에 의한 보험리스크관리의 주된 관심사 중 하나는 여러 보장내용 중에 어느 보장내용이 총리스크양 증가에 주된 영향을 주는가에 관한 것이며, 이를 조정하기 위해서는 어떤 조치를 취해야 하는가에 관한 것이다. 각 보장내용이 총리스크양에 미치는 영향을 각각 파악하면 주된 영향을 주는 보장내용을 찾아낼 수 있고, 이러한 정보를 바탕으로 리스크양을 조정할 수 있다.

은행산업의 선행연구들은 개별 리스크양을 측정하기 위해 Incremental-VaR ($IVaR_\alpha$) 혹은, Incremental-TVaR ($ITVaR_\alpha$)을 이용하고 있다.

$ITVaR_\alpha$은 CRM에 특정 보장내용(A)이 포함된 경우와 그렇지 않은 경우의 $ITVaR_\alpha$ 값의 차이를 계산하는 것이다.

$$ITVaR(A) = TVaR(with\ \ A) - TVaR(without\ \ A)$$

$ITVaR(A) > 0$이면 보장내용 A가 CRM 내에 새롭게 추가될 경우 총리스크를 증가시킨다는 것을 의미한다. 이것은 보장내용 A가 CRM 내에 포함된 다른 보장내용의 지급보험금과 양(+)의 상호의존성을 유발하기 때문이다. A는 총리

스크양 증가에 주된 영향을 주는 요인이므로 이를 집중적으로 관리하는 것이 효과적인 리스크양 조정 전략이 된다.

$ITVaR(A) < 0$인 경우에는 A가 추가될 경우 상호의존성을 통하여 전체 리스크양을 감소시키는 역할을 한다는 것을 의미한다.

해외와 우리나라 보험산업에서는 Incremental-VaR($IVaR_{\alpha}$) 혹은 Incremental-TVaR ($ITVaR_{\alpha}$)을 적용하여 총리스크양에 주된 영향을 주는 요인을 분석한 사례를 찾아보기 힘들다.

본 연구에서는 시뮬레이션 알고리듬에 CRM을 적용하는 과정에서 보장내용 간에 상호의존성이 음(-)인 경우는 발생하지 않는다. 상관계수 $\rho_{ij} = Corr(\beta_i, \beta_j) = 1$인 $\beta_i's$의 다중분포가 생성되기 때문에 각 보장내용의 지급보험금 사이에 양(+)의 상호의존성이 생성되는 것이다. 따라서 $ITVaR(A) > 0$인 경우만이 발생한다. 이러한 경우는 절대적인 $ITVaR(A)$ 수준을 비교하는 수밖에 없다. 그러나 각 보장내용의 지급보험금은 규모가 다르다. 절대적인 $ITVaR(A)$ 수준을 비교하는 것은 총리스크양 증가에 주된 영향을 주는 보장내용을 찾아내는 방법으로 적절하지 않은 것이다.

본 연구는 특정 보장내용이 총리스크에 미치는 영향을 파악하는 방법으로 점증리스크계수(IRCM: Incremental Risk Capital Multiplier)법을 새로이 제안하고자 한다. 총손실(aggregated loss)에 대한 IRCM은 CRM에 특정 보장내용(A)이 포함된 경우와 그렇지 않은 경우의 리스크계수 값의 차이를 계산하는 것이다.

$$IRCM(A) = RCM(with\ \ A) - RCM(without\ \ A)$$

$IRCM(A) > 0$이면 보장내용 A가 CRM 내에 새롭게 추가될 경우 보장내용들이 평균적으로 증가시키는 정도보다 크게 총리스크를 증가시킨다는 것을 의미한다. 이것은 보장내용 A가 CRM 내에 포함된 다른 보장내용보다 불확실성 모수에 의해서 큰 분산의 변화(variation)를 겪게 되기 때문이다. A는 총리스크를 증가시키는 주요 보장내용이므로 이를 집중적으로 관리하는 것이 효과적인 리스크양

조정 전략이 된다.

$IRCM(A) < 0$인 경우에는 A가 추가될 경우 상대적으로 분산의 변화가 작아 다른 보장내용들이 평균적으로 증가시키는 정도보다 작게 총리스크양을 증가시킨다는 것을 의미한다.

5. 성과평가지표 산출

리스크관리 과정에서 리스크양의 측정 및 조정의 다음 단계는 성과평가 단계이다. 사업연도 말이 되면 실현이익을 사용된 경제적 자본으로 나누어 사후적 RAROC(Risk Adjusted Return On Capital)를 산출하게 되는데 이를 이용하여 성과를 평가할 수 있게 된다.

ROA(Return On Asset)나 ROE(Return On Equity) 등의 단순 수익성 지표들에 비해서 경제적 자본의 산출과정에서 VaR_α 혹은 $TVaR_\alpha$의 개념을 사용하므로 리스크 대비 수익성을 강조한 점에서 현실을 잘 반영한다고 평가할 수 있다(김진호 2005).

여기서는 사후적 RAROC를 산출하고자 한다. 실현이익은 위험률차익을 이용하고 경제적 자본은 보장내용 간 상호의존성이 반영된 ITVaR을 이용한다.

$$RAROC = \frac{\text{위험률 차익}}{ITVaR}$$

일반적으로는 보장내용별로 각각 산출한 TVaR을 이용한다. 그러나 이것은 다른 보장내용과 상호의존성이 반영된 값은 아니어서 현실 적합성이 떨어지므로 본 연구는 ITVaR을 제안한다.