

# 집단위험모형을 이용한 성장추세에 있는 실손의료보험리스크 측정

## Measuring Insurance Risk of Using a Collective Risk Model

조 용 운\* · 조 재 린\*\*

Yongwoon Cho · Jaerin Cho

본 연구는 FY2006년부터 FY2010년까지 대형 4개 손해보험회사의 실손의료보험상품 판매 및 보험금지급 실적을 전수 조사한 데이터를 이용하여 리스크 승수를 측정하였다. 집단위험모형을 적용하였고 이 모형에 필요한 불확실성모수를 실적의 연도별 변화를 이용하는 고전적인 방법과 손해율과 인플레이션을 이용하는 국제계리사회가 제안한 방법을 이용하여 추정하였다. 고전적인 방법은 명목값을 적용한 경우와 실질값을 이용한 경우로 나누어 측정하였다. 그리고 이를 이용하여 리스크승수를 측정하였다. 고전적 방법의 실질값을 이용하여 측정한 리스크승수가 가장 크게 산출되었다. 이는 실손의료보험의 보험사고건수와 심도가 추세를 가지고 변화하고 있어서 고전적 방법의 모형이 요구하는 가정을 충족시키지 못하기 때문에 나타난 결과이다. 실질값으로 전환하는 과정에서 그 추세는 더욱 심화되어 리스크승수를 크게 하고 있는 것이다. 일반적으로 물가지수를 이용하여 실질값으로 변환하여 리스크승수를 측정하고 있다. 추세가 있는 경우 고전적 방법을 그대로 이용하는 것은 모형오류리스크에 직면할 수 있는 것이다. 국제계리사회의 방법은 추세의 영향을 직접적으로 받지 않는다는 특징이 있지만 심도리스크가 인플레이션에만 의존한다고 가정하여 보장정책변화를 반영하지 못하는 단점이 있다. 정책변화가 미미하거나 없는 경우 국제계리사회의 방법이 적절할 수 있다. 이러한 실증 결과를 토대로 적절한 모형의 선택이 이루어진다면 자본적정성을 확보하는데 도움이 될 것이다.

**국문 색인어:** 리스크승수, 모수불확실성, 모형오류 리스크, 시뮬레이션, 실손의료보험, 실질가치, CRM(Collective Risk Model)

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B051606

\* 보험연구원 연구위원(ywcho@kiri.or.kr), 주저자

\*\* 보험연구원 연구위원(jrincho@kiri.or.kr), 교신저자

논문 투고일: 2012. 11. 01, 논문 최종 수정일: 2013. 02. 04, 논문 게재 확정일: 2013. 02. 22

## I. 서론

최근 여러 나라들은 보험회사의 자기자본규제를 위해 내부모형승인제도를 도입하면서 자본적정성 확보를 위한 리스크양의 측정에 대한 많은 관심을 가지게 되었다. 그런데 리스크양의 측정 방법마다 다른 리스크 수준을 산출하고 있어서 어느 수준이 적절한 수준인지 판단하기는 어려움이 많은 상황이다. 더욱이 각 나라마다 혹은 각 보험회사마다 그리고 각 보험종목(insurance lines)마다 다른 환경에 처해 있어서 적합한 방법을 찾는다는 것은 쉬운 일이 아니다. 모형오류 리스크(model error risk)가 큰 문제로 부각될 수 있는 것이다. 그 방법에 대한 다양하고 심도 있는 연구가 필요하다고 하겠다. 그 일환으로 본 연구는 여러 가지 모형을 이용하여 리스크승수를 측정하고 그 결과를 비교 평가함으로써 모형오류 리스크를 줄이고 자본의 적정성을 확보하는데 일조하고자 한다.

본 연구는 총손해액분포의 모수가 시간에 따라 변화할 가능성(parameter uncertainty)을 반영한 총손해액분포를 산출하고 그 분포를 이용하여 리스크승수(RCM: Risk Capital Multiplier)를 실증적으로 측정하는 방법에 관한 연구이다.

1970년대까지만 해도 대부분의 연구는 관찰된 단위 기간별 총손해액분포 그 자체를 이용하여 가격을 산출하고 리스크양을 측정하였다(Hewitt, 1967; Gary, 1983). 이 방법은 현실성이 부족하기 때문에 그 후의 연구는 총손해액분포를 보험사고건수와 개별보험사고에 대한 보험금지금액의 평균인 보험사고심도의 분포를 분리한 자료를 이용하여 총손해액분포를 산출하는 방법에 관한 것이 대부분을 차지한다.

총손해액분포를 다루는 모형 중의 하나가 집단위험모형(CRM: Collective Risk Model)<sup>1)</sup>이다. CRM은 총손해액을 결정하는 개별보험금지금액이 독립적이고 동질적이어야 한다는 등의 가정을 하고 있다. 그러나 관찰기간 동안 보험회사의 리스크 노출은 변화하고 보험사고는 상호의존성을 가질 수 있기 때문에 개별보험금지

1) Collective Risk Model은 개별보험사고가 독립적이고 동질적으로 분포되어 있다는 가정 하에 총량변수를 가지고 리스크를 측정하는 모형이다. 한편, Individual Risk Model은 보험사고가 서로 독립적이지만 동질적이지는 않은 분포로 가정된다(Klugman, et. al, 2004).

급액이 CRM의 전제된 가정을 충족하지 못할 가능성이 있다. 그러한 가능성이 관찰된 분포의 모수에 대해서 확신을 가지게 할 수 없게 한다. CRM을 이용한 리스크 양의 측정은 그러한 모수불확실성을 예측할 수 없는 리스크요인으로 본다. CRM을 이용한 리스크양의 측정은 보험사고건수와 보험사고심도분포의 모수불확실성 요인은 다르기 때문에 그 요인을 각각 분리하여 고려한 뒤 보험사고건수와 보험사고심도를 곱하여 총손해액분포를 산출한다.

CRM을 이용하여 총손해액분포를 생성시키는 방법으로 여러 가지가 제안되어 왔다. 일반적으로 보험사고건수분포는 포아송분포를 따른다고 가정하고 있다. Heckman and Meyers(1983)는 이 가정은 보험사고의 전염성(contagion)을 고려하지 않아 매우 강한 가정임을 지적하였다. 그들은 여러 보험종목에 대해서 전염성이 반영된 총손해액분포를 계산하고자 하였다. 보험사고건수와 보험사고심도의 분포를 분리하여 접근하였지만 불확실성모수 추정방법은 제시하지 않았다. Meyers and Schenker(1983)는 보험사고건수분포와 보험사고심도분포의 불확실성 정도를 측정하는 방법을 제안하였다. 그들은 보험사고건수분포와 보험사고심도분포의 연도별 변동성 정도를 추정하고 이를 불확실성의 정도를 나타내는 모수로 삼았다.

Meyers(1989)는 Heckman and Meyers(1983)의 모형을 이용하여 보험회사에게 필요한 경제적 자본(economic capital)과 요구자본 및 자본비용을 측정하고자 하였다. 그 후 Meyers(1999)는 Heckman and Meyers(1983)의 알고리즘을 적용하면서 보험회사의 요구자본을 측정할 때 현실 적합성을 높이기 위해 보험종목 사이의 상호의존성을 고려해야 한다고 주장하였다. 상호의존성을 반영할 수 있는 방법으로 각 보험종목의 통합측정을 강조하였다. 각각 측정 후 합산하는 방법은 보험종목별 혹은 보장내용 사이의 상호의존성을 고려할 수 없는 등의 한계가 있는 반면, 통합측정법은 이를 반영할 수 있는 등 확률론적 접근의 장점을 살릴 수 있기 때문이다. 그리고 그는 Meyers and Schenker(1983)의 불확실성 모수 추정법을 이용하여 산출된 총손해액 분포의 충분한 정확도를 얻기 위해서는 충분히 큰 관찰수를 이용하여야 한다고 주장하였다. 충분히 큰 관찰수를 얻기 위하여 몇몇 보험회사의 데이터를 통합하는 것이 가능하다고 하였다.

Meyers et al.(2003)은 불확실성모수는 별도로 추정하지 않고 선행연구 결과를 이용하면서 다양한 보험종목의 보험금지급액 사이의 상호의존성을 반영하는 총손해액 분포를 산출하기 위하여 Heckman and Meyers(1983)의 알고리즘을 변형한 알고리즘을 제안하였다. 그리고 그는 그렇게 산출된 분포를 이용하여 요구자본량을 결정하는 방법과 각 보험종목별 자본비용을 할당하는 방법에 관해서 연구하였다.

IAA(IAA, 2004)는 손해율(loss ratio)과 인플레이션을 이용하여 불확실성모수를 추정하였고, 이를 Heckman and Meyers(1983)의 알고리즘을 적용하면서 총손해액 분포를 산출하고 있다.

IAA(IAA, 2004) 모형은 보험사고건수와 보험사고심도의 추세 존재 여부가 리스크승수에 직접적으로 영향을 주지 않도록 설계된 모형이다. 반면에, Meyers and Schenker(1983) 모형은 직접적으로 영향을 준다. 본 연구는 두 가지 모형을 이용하여 실손의료보험을 대상으로 리스크승수를 실증적으로 측정하고, 방법별로 다른 결과가 나타나고 있음을 보이고자 한다. 그리고 그 차이의 원인 중의 하나가 Meyers and Schenker(1983) 모형에 대한 추세의 영향임을 실증적으로 보이고자 한다. Meyers and Schenker(1983)는 데이터의 추세와 손해액의 진전(loss development)이 조정되었다고 가정한 후에 불확실성모수의 측정방법을 제안하였다<sup>2)</sup>.

본 연구에서는 보험리스크양의 측정에 필요한 리스크 승수를 추정할 때, 실제 데이터에 추세가 존재함으로써 서로 다른 모형을 이용한 리스크 승수 추정결과가 얼마나 큰 차이를 보일 수 있는지를 실증적으로 비교 분석하고자 한다. 이를 위해 실제로 추세를 가지고 있는 실손의료보험 데이터를 사용하고자 한다.

우리나라 실손의료보험은 상해, 질병, 그리고 상해와 질병을 구분하지 않고 종합적으로 보장하는 상품으로 구분할 수 있다. 각 상품의 보장내용은 모두 입원과 통원(외래+처방조제약)으로 인해 발생한 본인부담의료비이다. 그러나 최근 어느 보장내용의 보험계약 실적과 보험금지급실적은 성장 추세를 보인 반면, 다른 보장내용은 하강하는 추세를 보이고 있다. 본 연구는 이러한 추세가 실제로 발생하

2) "We assume that all systematic adjustments of data, such as trend and loss development, have been made."

고 있음을 보이고 실질값으로 변환함에 따른 리스크승수의 변화를 실증적으로 제시하여 모형오류 리스크를 줄이는 데 도움이 되고자 한다.

이러한 연구는 보험회사가 자본적정성을 확보할 수 있도록 하는데 도움이 될 수 있을 것으로 본다. 그리고 감독자가 이러한 여러 가지 모형의 특성을 파악하고 ‘내부모형승인기준’을 개선하는 데 참고가 될 수 있기를 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 본 연구에 필요한 실손의료보험의 상품분류 및 실적현황을 조사한다. III장에서는 보험리스크승수의 측정모형에 관한 선행연구를 상세히 설명한다. IV장에서는 리스크승수의 세 가지 실증 측정결과를 제시하고 각 결과를 비교한다. 그리고 측정방법별로 리스크승수가 차이 나는 이유를 설명한다. V장에서는 결론을 내린다.

## II. 실손의료보험의 현황

### 1. 상품 분류

우리나라의 실손의료보험은 상해, 질병 및 간병으로 인해 실제 발생한 의료비용을 보장한도내에서 보상하는 보험(공제 및 우체국보험 포함)이다. 장기간병비를 보장하는 보험은 아직 판매되고 있지 않다. 상해와 질병으로 인하여 병·의원 및 약국에서 입원, 외래, 처방조제약에 대해 지출한 의료비를 보장하고 있다. 피보험자에게 실제 발생한 의료비는 국민건강보험이 보장하는 급여 부분의 일부본인부담금과 보장하지 않는 비급여 부분의 본인부담금을 포함한다. 실손의료보험은 국민건강보험의 보충형 보험(supplementary insurance)인 것이다. 추가적으로 1인실 및 2인실 상급병실료, MRI(Magnetic Resonance Imaging), CT(Computed Tomography) 등 고급의료서비스도 보장하고 있다.

2010년 7월 현재 공시된 실손의료보험 상품을 전수 조사한 결과 종합손해보험 회사 모두가 실손의료보험 상품을 판매하고 있다. 현재 판매되고 있는 실손의료보험 상품의 주요 특징은 다음과 같다. 첫째, 실손의료보험 상품은 보장내용별로

질병과 상해로 인한 입원비를 보장하는 종합형(입원), 질병과 상해로 인한 통원비를 보장하는 종합형(통원), 질병형(입원), 질병형(통원), 상해형(입원), 상해형(통원) 등 6개 유형으로 분류되고 있다. 여기서 통원이라 함은 외래와 처방조제약을 통칭하는 개념이다. 둘째, 실손의료보험 상품은 대부분이 종합형(입원)과 종합형(통원)이 결합되어 있다. 셋째, 2010년 7월 기준으로 볼 때 대부분이 보험료 갱신형(non-guaranteed premium)이다. 넷째, 보험가입금액은 입원비가 5천만 원, 통원비가 30만 원 한도(외래 20만 원, 처방조제비 10만 원)이다. 마지막으로 거의 모두가 무배당 상품이다.

## 2. 실적 데이터

우리나라는 생명보험회사와 손해보험회사가 실손의료보험을 판매하고 있다. 손해보험회사는 계약기간이 1년 미만인 단기실손의료보험과 1년 이상인 장기실손의료보험을 판매하고 있다. 생명보험회사는 장기실손의료보험만을 판매하고 있다. 본 연구는 손해보험회사의 장기실손의료보험을 대상으로 한다.

〈표 1〉 보건의료소비자물가지수(2010 = 1.00)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	인플레이션의 평균 및 표준편차
총소비자 물가지수	0.86139	0.88070	0.90302	0.94523	0.97129	1.00	0.03033 (0.00955)
보건의료소비자 물가지수: $I_t$	0.90965	0.92754	0.94369	0.96188	0.98280	1.00	0.01912 (0.00179)

자료: 통계청 홈페이지.

Meyers(1989)는 리스크의 측정을 위한 데이터의 조건을 제안하였다. 먼저 데이터의 크기는 충분히 커야한다고 하였다. 그는 몇몇 보험회사의 데이터를 통합하고 그리고 몇 개 연도의 데이터를 가지고 총손해액 분포를 산출할 것을 제안하였다. 본 연구는 보험개발원에 집적된 손해보험회사의 장기실손의료보험상품 판매 실적을 FY2006부터 FY2010까지 연도별로 전수 조사하였다. 그리고 데이터의 대형 4개 회사의 판매실적만을 통합한 경험데이터를 가지고 실증분석한다.

Meyers(1999)는 특정 보험회사의 상품에 큰 변화가 없어야 한다고 하였다. 보험회사별 상품의 이질성을 우려한 것이다. 손해보험의 대형 4개 회사는 관찰기간 동안 독자적 상품 전략의 큰 변화 없이 실손의료보험 사업을 영위해 왔다. 그리고 손해보험의 대형 4개 회사의 실손의료보험 상품은 공통적으로 국민건강보험을 보충적으로 보장하고 있기 때문에 동질성이 강하다고 할 수 있다.

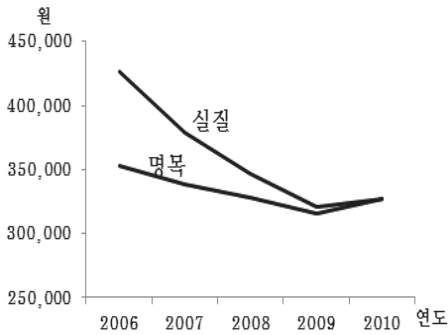
본 연구는 지급보험금을 이용한다. 최종손해액(ultimated loss)을 이용하는 것파 리스크승수는 다를 수 있는 것이다. 그러나 그 차이는 우려할 만한 수준은 아닐 것이다. 우리나라에서 실손의료보험의 보험금 지급은 감독규정상 3일 이내에 이루어져야 하고 실제로 대부분이 2일 이내에 이루어지고 있다. 그리고 보험사고건당 지급보험금은 상대적으로 크지 않기 때문이다. 더욱이 본 연구는 각 모형별 리스크승수의 상대적 크기에 주요 관심을 두고 있다. 실제 리스크승수의 크기는 중요 관심사가 아니다. 연구에 이용된 경험데이터는 <부록>에 수록하였다.

보험사고심도는 관찰기간 동안 추세를 보이고 있다. 명목값(nominal value)을 기준으로 상해통합보장은 하향추세를 보이고 있다(<그림 1> 참조). 그 외의 보장은 상향추세를 보이고 있다(<그림 2>부터 <그림 7> 참조).

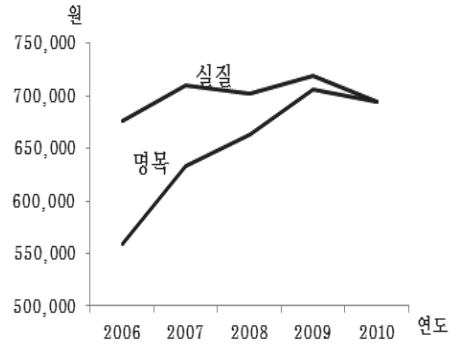
2010년 기준 보건의료소비자물가지수를 기준으로 하여 보험사고심도를 실질값(real value)으로 변환한 그래프를 함께 그렸다. 2005년부터 2010년 사이에 동 물가지수는 지속적으로 상승추세에 있다(<표 1> 참조). 상해통합보장과 같이 보험사고심도가 하향추세에 있는 경우 실질값으로 변환함에 따라 그 하향추세의 정도가 더 크게 나타난다. 상향추세를 가지고 있는 경우 상향추세의 정도는 완만해진다. 실질값으로 변환함에 따라 하향추세의 정도가 심화된다는 것은 연도별 변화가 심화된다는 것을 의미한다.

보험금지급건수는 관찰기간 동안 추세를 가지고 변화하고 있다. 최근 연도와 동일한 리스크노출 규모 조건하에 지급건수의 추이를 보기 위하여 명목 위험보험료( $e_{it}$ )를 기준으로 지급건수( $N_{it}$ )를 변환( $N_{it} \cdot e_{i1}/e_{it}$ )하였다. 상해통합(<그림 8> 참조), 질병통원(<그림 12> 참조), 종합입원(<그림 13> 참조), 종합통원(<그림 14> 참조)은 상향추세를 보이고 있다. 그 외의 보장은 하향추세를 보이고 있다.

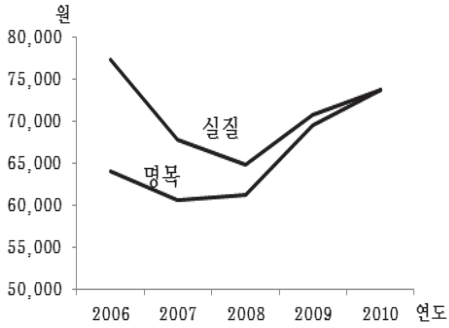
〈그림 1〉 보험사고 심도(상해통합)



〈그림 2〉 보험사고 심도(상해입원)



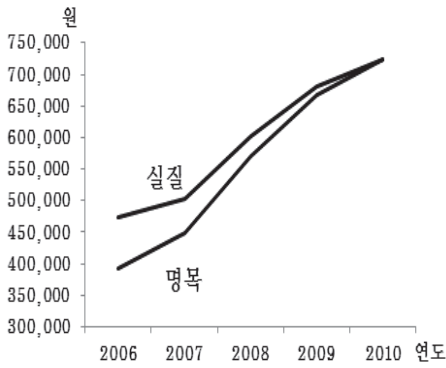
〈그림 3〉 보험사고 심도(상해통원)



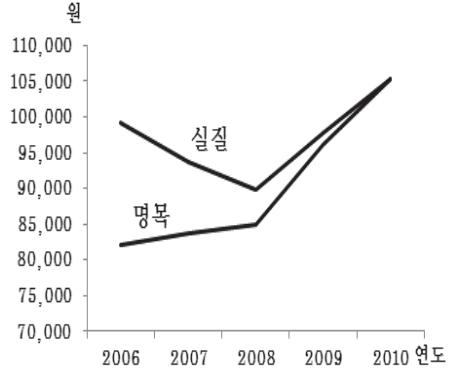
또한, 2010년 보건의료소비자물가지수( $I_t$ )를 기준으로 실질값으로 변환한 위험 보험료를 이용하여 지급건수의 규모를 변환( $[N_{it} \cdot e_{i1}/e_{it} \cdot (I_t/I_1)]$ )하였다. 이에 따라 상승추세는 더 심화되고 하향추세는 둔화되는 것으로 나타났다.



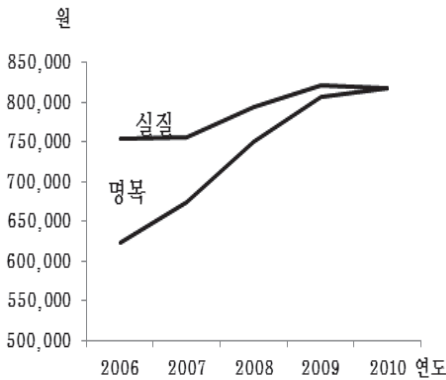
<그림 4> 보험사고 심도(질병입원)



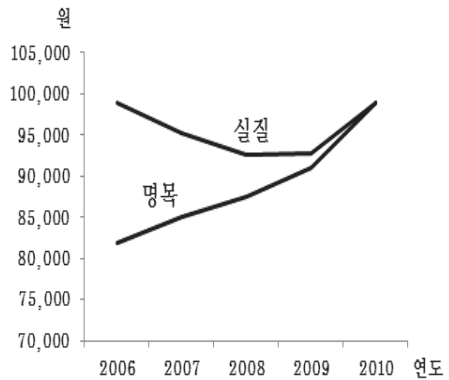
<그림 5> 보험사고 심도(질병통원)



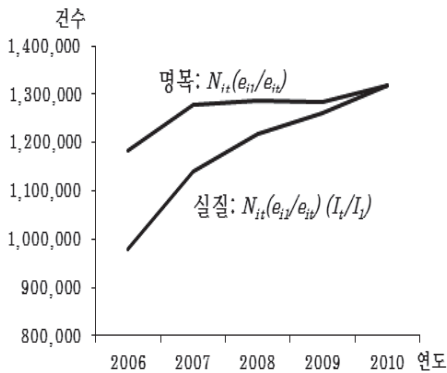
<그림 6> 보험사고 심도(종합입원)



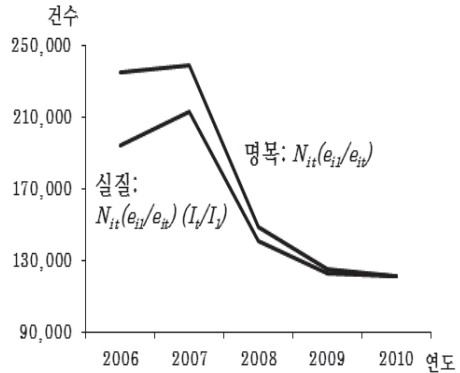
<그림 7> 보험사고 심도(종합통원)



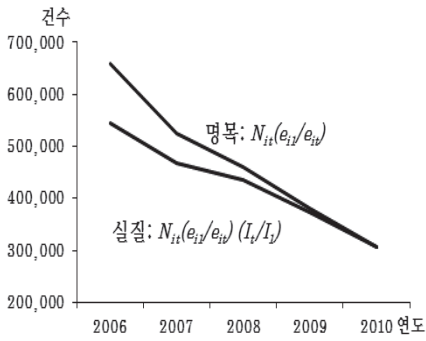
<그림 8> 지급건수(상해통합)



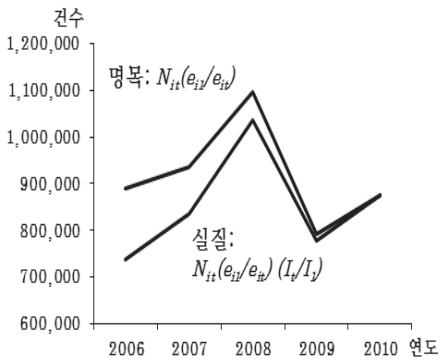
<그림 9> 지급건수(상해입원)



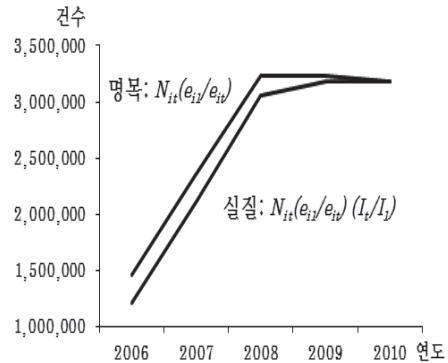
〈그림 10〉 지급건수(상해통원)



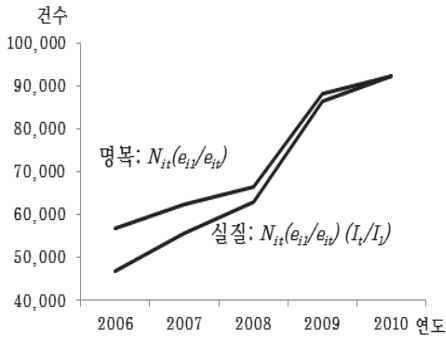
〈그림 11〉 지급건수(질병입원)



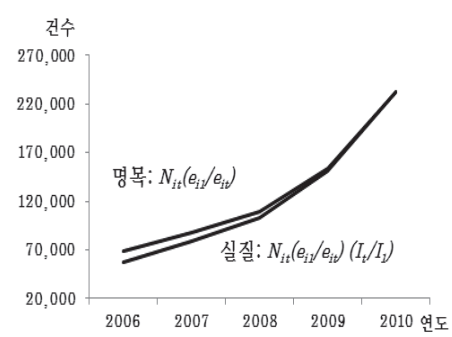
〈그림 12〉 지급건수(질병통원)



〈그림 13〉 지급건수(종합입원)



〈그림 14〉 지급건수(종합통원)



### III. 보험리스크 측정모형

#### 1. 집단위험모형

리스크란 기대한 것과는 다른 예측하지 못한 결과가 발생할 가능성이다. 이러한 리스크는 확률분포론의 관점에서 확률분포의 모수(parameter) 추정치가 확실한지의 여부에 따라 변동성 리스크(volatility risk or process risk)와 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)로 분류할 수 있다. 모수추정치가 정확(최량추정치)하고 변화하지 않을 것이라고 가정한 상태에서 실제 값이 확률변수적으로 최량추정치와 다르게 나타날 가능성을 변동성 리스크 혹은 고유 리스크라고 한다. 변동성 리스크의 측정 모형은 개별 보험사고가 독립적인 것으로 가정한다. 그리고 보험사고건수와 보험사고심도의 확률분포에 대한 평균과 분산 등 모수가 시간이 흘러도 변하지 않을 것으로 가정한다. 이러한 경우 표본 수가 충분히 크다면 변동성 리스크는 대수의 법칙에 따라 매우 작아 무시할 만하다.

그리고 분포의 모수를 추정하였지만 표본의 불완전성에 기인하는 모수리스크(parameter risk), 모형오류리스크 등으로 정확하지 않거나, 그러한 오류가 없다고 하더라도 추정된 모수가 시간에 따라 변화할 가능성이 있다. 이러한 가능성으로 인해 실제 값이 기대한 값과 다르게 나타날 가능성을 모수불확실성 리스크(parameter uncertainty risk)라고 한다. 추정된 모수가 시간에 따라 변화할 가능성을 모형화하는 방법에 오류가 있을 수 있는데 이때 모형오류리스크가 발생한다. 모형오류리스크는 다음과 같은 경우에 발생할 수 있다. 첫째, 잘못 선택된 모형(erroneous model) 그리고 잘못 설계된 모형(model mis-specification)의 가능성이 있기 때문에 발생한다. 둘째, 부정확한 모형측정(incorrect model calibration)이 원인일 수 있다. 여러 모수 측정방법 중 적절한 모형을 이용해야 하고, 모수 측정에는 추정오차(estimation errors)가 있기 마련인데 이에 대한 정보를 활용하여 모형 측정을 해야 한다. 셋째, 모형의 잘못된 적용(model misapplication)이다. 모형 개발 당시의 상황과 적용 당시의 상황은 다를 수 있다. 이렇게 변화하는 시장상황을 고

려하지 않은 경우에 발생할 수 있다. 단순모형을 복잡한 현실에 무리하게 적용한 경우에 모형오류리스크가 발생할 수 있다. 기타 자세한 것은 조용운 외 2인(2011)에 설명되어 있다.

본 연구는 시간의 흐름에 따라 모수가 변화할 가능성을 측정한다. 고전적인 리스크모형은 보험사고건수분포에 대해 동질적 포아송분포를 가정한다. 포아송분포의 가정은 다음과 같다. 1) 별개의 두 기간에서 발생하는 보험사고는 서로 독립이다. 2) 한 단위 관찰기간 동안에는 피보험자 당 한 번의 보험사고가 발생한다(Beard, 1983). 그리고 보험사고 사이의 시간 간격은 독립적이고 동질적인 확률변수이다. 3) 단위 관찰기간 동안의 기대보험사고 건수는 관찰기간의 길이에 의존하고 관찰 초기 보험사고에 의존하지 않는다. 이러한 가정이 충족될 때 평균과 분산은 동일하다. 그러나 각 사고는 상호 의존적일 수 있다<sup>3)</sup>. 이 때 고전적 모형은 적합하지가 않다. 의료보험의 경우 정(+)<sup>4)</sup>의 전염의존성(positive contagion dependency)이 발생할 수 있다(Heckman and Meyers, 1983). 전염병(epidemics)이 발생하면 한 사람의 질병입원은 다른 사람의 질병입원을 유발한다. 전염의존성은 해당 모집단의 내부 개체가 다른 개체에 영향을 주어 모수의 변화를 가져온다<sup>4)</sup>. 본 연구는 Heckman and Meyers(1983) 혹은 IAA(IAA, 2004, p. 111)의 방법을 따라 정(+)<sup>5)</sup>의 전염의존성을 반영하여 보험사고건수분포가 음이항분포를 따르도록 하는 시뮬레이션 알고리즘을 구축한다<sup>5)</sup>.

보험사고심도분포의 모수도 시간이 흐름에 따라 변화할 수 있다. 피보험자집단 내의 개체들이 각각 독립적으로 행동하지만 인플레이션, 의료기술 발달, 생활환경의 개선, 국가의료보험제도의 변화 등 외부사건의 영향에 의해서 개체 전체가 영향을 받아 모수가 변화할 가능성이 있다. 의료서비스물가가 상승하였다면 보험사고건당 입원의료비와 외래의료비가 동시에 상승할 것이다<sup>6)</sup>. 본 연구는 이러한

3) 한 시점에 여러 번의 이질적인 보험사고가 발생할 수 있다. 이러한 경우는 일반화 포아송분포의 다변수 일반화(multivariate generalization of the generalized Poisson distribution) 모형을 적용할 수 있다.

4) 전염의존성은 해당 집단의 외부에도 영향을 줄 수 있는데 이로 인해 발생한 리스크를 시스템 리스크(systemic risk)라 한다.

5) Heckman and Meyers(1983)는 음(-)의 전염성을 반영하기 위해서 이항분포를 이용한다.

보험사고심도분포의 상호의존성을 고려하여 모수불확실성을 반영하는 시뮬레이션 알고리즘을 적용한다.

첫 번째 단계로 각 보장내용( $i = 1, \dots, h$ )의 전체 관찰기간( $T$ ) 동안 보험사고심도에 대한 기댓값과 분산을 결정해야 한다. 본 연구가 적용하는 모형은 각 피보험자가 동일한 보험사고심도분포를 가져야 한다는 것을 가정하고 있다. 그러나 각 피보험자들은 연도별로 다른 보험사고심도분포를 가질 가능성이 높다. 그러한 변화를 유발하는 외부적 요인은 대표적으로 보건의료소비자물가의 변화를 꼽을 수 있다. 본 연구는 보건의료소비자물가지수를 이용하여 보험사고심도의 연도별 변화를 명시적으로 조정한 후 전체 관찰기간( $T$ ) 동안 통합한 데이터를 이용하여 기댓값( $v_i$ )과 분산( $\tau_i^2$ )을 결정한다.

$$\hat{v}_i = X_i / N_i, \text{ 여기서 } N_i = \sum_{t=1}^T N_{it}, X_i = \sum_{t=1}^T X_{it} (I_1 / I_t)$$

$$\hat{\tau}_i^2 = \sum_{t=1}^T \tau_{it}^2 (I_1 / I_t)^2 N_{it} / N_i$$

여기서  $X_{i1}, \dots, X_{iT}$ 는 보장내용  $i$ 에 대해서 각 연도에 관찰된 연간 보험금지급액을 나타낸다.  $X_{it} (I_1 / I_t)$ 은 가장 최근 연도의 물가수준과 동일한 물가수준으로 조정된 각 연도의 보험금지급액을 나타낸다.  $N_{i1}, \dots, N_{iT}$ 는 보장내용  $i$ 에 대한 각 연도에 관찰된 보험사고건수를 나타낸다.  $I_1$ 은 최근 연도,  $I_t$ 는  $t$ 년도의 보건의료 소비자물가지수이다.  $\tau_{it}^2$ 은 각 연도의 관찰된 보험사고심도의 분산을 나타낸다.  $\tau_{it}^2 (I_1 / I_t)^2$ 은 가장 최근 연도의 물가수준과 동일한 물가수준으로 조정된 각 연도의 분산을 나타낸다. 이 때 연간 보험금지급액은 로그정규분포를 따른다고 가정한다. 로그정규분포는 오른쪽 꼬리가 정규분포보다 길게 늘어나 있어서 간혹 발생하는 작은 규모의 전염병 등을 설명하는 데 적합하기 때문이다. Heckman and Meyers(1983) 혹은 IAA(IAA, 2004, p. 111)의 모형은  $I_1 / I_t$ 을 명시적으로 포함하고

6) 이렇게 외부 충격에 의해서 보험사고심도 분포의 모수가 변화할 리스크를 체계적 리스크(systematic risk) 혹은 구조적 리스크(structural risk)라고 한다.

있지 않다. 이상에서 본 바와 같이 보험사고심도의 기댓값과 분산은 연도별로 보건의료소비자물가지수를 이용하여 조정한 후에 서로 독립적이고 동질적이라는 가정 하에 전체 관찰기간( $T$ ) 동안 관찰된 값을 통합한 데이터를 이용하여 결정된다. 연도별로 관찰된  $X_{it}$ 와  $\tau_{it}^2$ 는 <부록>에 담아 두었다.

두 번째 단계로  $T$ 기간 전체 동안 보장내용  $i$ 의 기대보험사고건수  $\lambda_i$ 를 추정한다.

$$\hat{\lambda}_i = X_{i1} / \hat{v}_i$$

이 때  $X_{i1}$ 은 최근 연도의 보장내용  $i$ 의 총손해액이다. 총손해액이 연도별로 독립적이고 동질적이라면 관찰기간( $T$ ) 동안 연도별 관찰값의 기댓값을 이용하는 것이 바람직하다. 그러나 총손해액이 연도별로 추세를 보이고 있다면 최근 값을 이용하는 것이 현실적일 것이다. 본 연구는 추세가 나타나고 있는 것을 반영하기 위하여 최근값을 적용한다.

세 번째 단계로 불확실성모수  $c_i$ 와  $b_i$ 를 결정한다. 이를 결정하는 방법은 뒤에서 별도로 다룬다.

마지막으로 시뮬레이션 알고리즘을 이용하여 모수불확실성을 반영하는 총손해액  $\hat{X}$ 의 분포를 생성한다. 시뮬레이션 알고리즘은 다음과 같다.

① Gamma( $1, c_i$ )로부터 하나의 수  $\chi_i$ 를 선택한다. 그리고 평균과 분산이  $\chi_i \hat{\lambda}_i$ 인 포아송분포로부터 보장내용  $i$ 에 해당하는 하나의 보험사고건수  $K_i$ 를 생성한다.  $K_i$ 는  $\chi_i$ 를 감마분포로 가정하였기 때문에 음이항분포를 따른다. 정(+)<sup>7)</sup>의 전염의 존성을 모형에 반영하는 것이다<sup>7)</sup>.

② 보장내용  $i$ 에 대해서 하나의 확률적 보험사고심도  $Z_{ik}$ 을  $K_i$ 번 선택한다.  $Z_{ik}$

7) 여기서  $c_i > 0$ 는  $i$ 에 대한 정(+)<sup>7)</sup>의 전염모수(positive contagion parameter)라고 부른다 (Heckman and Meyers, 1983).  $\chi_i$ 는 확률적 보험사고빈도승수(a random claim frequency multiplier)라고 한다. Gamma 분포를 가정하는 것은 수학적 변환이 용이하기 때문이다. 엄격한 분포의 선택이 중요하지만 이론적 전개 가능성도 고려하여야 할 것이다.

는 평균이  $\hat{v}_i$ , 그리고 분산이  $\hat{\tau}_i^2$ 인 로그정규분포를 따른다.

$$\textcircled{3} \hat{X}_i = \sum_{k=1}^{K_i} Z_{ik}$$

이제까지 과정에서 보험사고건수에 정(+)의 전염의존성이 반영된 보장내용  $i$ 의 총손해액이 하나 생성된다.

④ 균일분포(a uniform distribution: (0, 1)로부터 임의의 수(a random number)  $p$ 를 하나 선택한다.  $(1, b_i)$ 인 감마분포를 따르는  $\beta_i$ 로부터  $p^{th}$  퍼센타일인 값을 선택한다<sup>8)</sup>.

$$\textcircled{5} \hat{X} = \sum_i \beta_i \hat{X}_i$$

이 때 각 보장내용  $i$ 의 총손해액 사이에 상호의존성이 생성된다. 이것은 각 보장내용  $i$ 에 대해서  $\beta_i$ 는 다를지라도 동일한  $p^{th}$  퍼센타일을 적용하고 있기 때문이다.

이러한 과정을 각 보장내용  $i$ 에 대해서 계획된 반복횟수만큼 반복하면 반복횟수만큼의 총지급보험금  $\hat{X}$ 가 생성된다<sup>9)</sup>.

⑥ 최종적으로  $\hat{X}$ 의 분포가 생성되면  $TVaR_\alpha$ (Tailed Value-at-Risk at  $\alpha$ )을 측정하고 리스크승수를 산출한다. 여기서  $\alpha$ 는 통계적 신뢰수준이다.

$$TVaR_\alpha = E\{x|x \geq VaR_\alpha\}, \text{ 여기서, } VaR_\alpha = \text{Min}\{x|F(x) \geq \alpha\}$$

$$\text{리스크 승수} = \frac{TVaR_\alpha - \bar{X}}{\bar{X}}$$

8)  $\beta_i$ 는 규모모수(scaling parameter)라 한다.  $b_i$ 는 체계적 리스크를 반영하는 혼재모수(mixing parameter)라 하고 보험사고심도분포의 모수불확실성의 정도를 나타낸다.

9) Meyers et al.(2003)의 모형은  $\hat{X} = \beta \sum_i \hat{X}_i$ 이다. 이러한 모형을 통해서 각 보험종목의 손해액 사이의 상호의존성 혹은 상관관계를 반영하고자 하였다.

여기서  $F(X)$ 는 총손해액의 확률분포이고,  $\bar{X}$ 은 총손해액분포의 평균이다. 본 연구는  $TVaR_{0.99}$ 을 측정하고 1년 단위의 리스크수준을 측정한다.

이러한 알고리즘으로부터 생성되는 분포의 이론적 기댓값과 분산은 다음과 같다(Heckman & Meyers, 1983; IAA, 2004, p. 111). 이 식들을 이용하여 모형의 계측검정(calibration test)를 할 수 있다.

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

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

$$E[K_i] = \lambda_i$$

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

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

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

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

## 2. Meyers & Schenker(1983) 형태의 불확실성모수

### 가. 보험사고건수의 불확실성모수

Meyers & Schenker(1983)는 경험데이터를 이용한 불확실성모수 추정방법을 제안하였다. 그들의 추정방법은 보험사고건수가 위험노출의 값에 직접적으로 비례한다고 가정하고 있다. 연도별로 보험사고건수는 피보험자 수가 다르기 때문에 다른 수준하에서의 관찰값이다. 이를 연도별 위험노출의 관찰값을 이용하여 동일 수준하의 보험사고건수로 조정할 필요가 있다. 이 때 그러한 비례관계의 가정이 필요한 것이다. 그들은 위험노출의 관찰값으로서 위험보험료를 제안한다. 위험보험료 수준이 높다면 보험사고건수 수준이 높을 것이기 때문이다.

그러나 위험보험료를 적용하더라도 위 가정이 충족되지 않을 수 있다. 위험보험료의 변화가 보험사고건수의 변화를 모두 반영할 수 있는 것은 아니기 때문이다. 위험보험료의 상승이 보건의료소비자물가의 상승에 기인한다면 위험보험료의 상승과 보험사고건수의 상승이 비례적 관계를 갖는다고 보기 어렵다. 따라서 위험보험료의 변화와 보험사고건수의 변화가 비례적 관계에 가까워지게 하기 위



해서 위험보험료의 변화에서 보건의료소비자물가의 변화에 의한 변화는 조정되어야 한다. 다시 말해서, 보험사고건수는 실물변수인 반면, 위험보험료는 명목변수이므로, 위험보험료는 보건의료소비자물가지수를 이용하여 실물변수로 전환되어야 하는 것이다. Meyers & Schenker(1983)의 불확실성모수 추정식은 위험보험료를 실물변수로 전환하는 과정을 명시적으로 포함하고 있지는 않다.

각 보장내용  $i$ 에 대한 전염모수(positive contagion parameter)  $c_i (i = 1, \dots, h)$ 는  $T$ 기간 동안 보장내용  $i$ 의 보험사고건수의 표본분산이다.  $c_i$ 를 추정하기 위해서 먼저 각 연도별 보험사고건수를 위험보험료를 기준으로 조정해야 한다. 이때의 위험보험료는 연도별 보건의료소비자물가지수를 이용하여 실물값으로 조정된 값이어야 한다. 그 후 보험사고건수의 기댓값은 다음과 같이 추정 한다.

$$\hat{\eta}_i = (1/T) \sum_{t=1}^T N_{it} \cdot (e_{i1}/e_{it})(I_t/I_1)$$

여기서  $e_{it}$ 는  $t$ 년도의 보장내용  $i$ 의 위험노출을 나타내는 표본으로부터 관찰된 위험보험료이다.  $e_{i1}$ 은 최근 연도의 관찰된 위험보험료이다.  $(e_{i1}/e_{it})(I_t/I_1)$ 는 가장 최근 연도의 물가수준과 동일한 물가수준으로 조정된 각 연도의 위험보험료를 나타낸다.

보험사고건수의 불확실성모수 추정치  $\hat{c}_i$ 는 다음과 같이 추정한다.

$$\hat{c}_i = \frac{V_i - [(T-1)/T] \sum_{t=1}^T (e_{i1}/e_{it})(I_t/I_1) \cdot \hat{\eta}_i}{(T-1) \cdot \hat{\eta}_i^2}$$

$$\text{여기서, } V_i = \sum_{t=1}^T [(e_{i1}/e_{it})(I_t/I_1) \cdot N_{it} - \hat{\eta}_i]^2$$

여기서  $\hat{c}_i$ 는 Meyers & Schenker(1983)에 따르면 작은  $T$ 와 작은  $N_{it}$ 에 대해서도 (예:  $T = 5$ ,  $N_{it} = 250,000$ ) 상당히 정확한 추정치를 보인다.

### 나. 보험사고건당 보험금지금액의 불확실성모수

보험사고심도의 불확실성을 반영하는 모수  $b_i$ 는  $T$ 기간 동안 연도별 보험사고심도의 변화 정도를 나타낸다. 마찬가지로 연도별 보험사고심도는 보건의료소비자물가지수를 이용하여 실질값으로 조정된 값이어야 한다.

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

$$\text{여기서, } W_i = \sum_{t=1}^T N_{it} \cdot (A_{it} - \hat{v}_i)^2, A_{it} = X_{it} (I_1/I_t) / N_{it}$$

$\hat{b}_i$ 는 작은  $T$ (예:  $T=5$ )에 대해서는  $N_{it}$ (예:  $N_{it} = 1,000,000$ )가 충분히 커야 한다(Meyers & Schenker, 1983). 충분히 큰 데이터의 사용이 필요한 것이다.

Meyers & Schenker(1983) 형태의 불확실성모수 추정치는 이론적으로 현실에 부합되는 정도가 높다고 할 수 있다. 그러나 상당히 많은 관찰값을 가지고 추정해야 하고, 계산과정이 복잡하며, 연도별 보험금지금액이 서로 독립적이고 동질적이어야 한다는 강한 가정을 하고 있다는 단점이 있다.

### 3. 손해율과 인플레이션을 이용한 불확실성모수

IAA(2004, pp. 123-124)는 손해율과 보건의료소비자인플레이션을 이용하여 불확실성모수  $b_i$ 와  $c_i$ 를 추정한다. IAA(2004)는 보험사고심도의 불확실성 정도는 보건의료소비자인플레이션에 의해서 결정된다고 가정한다. 이때는 명목변수를 실질변수로 전환하는 과정이 필요하지 않다.

시물레이션 알고리즘에서  $b$ 는 기댓값이 1인 확률변수  $\beta$ 의 분산으로 정의되었다. 특정 연도의 보건의료소비자인플레이션은  $T$ 기간 동안 연평균 인플레이션을 이용하여 다음과 같이 표현이 가능하다.

$$1+(\text{연간인플레이션})=\beta \times (1+\text{평균인플레이션})$$

이식의 분산을 구한 후  $Var[\beta] = b$ 임을 고려하면

$$\hat{b} = Var[\text{연간인플레이션}] / (1 + \text{평균인플레이션})$$

시물레이션 알고리즘에서 각 보장내용  $i$ 의 손해율에 대해서 규모모수(scaling parameter)  $\beta_i$ 를 고려한 분산은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Var\left[\frac{\beta_i X_i}{E(\beta_i X_i)}\right] &= \frac{Var(\beta_i X_i)}{[E(\beta_i X_i)]^2} = \frac{(1 + b_i)[\lambda_i \tau_i^2 + v_i^2 (\lambda_i + c_i \lambda_i^2)] + b_i v_i^2 \lambda_i^2}{\lambda_i^2 v_i^2} \\ &= (1 + b_i) \left[ \frac{(\tau_i^2 / v_i^2) + 1}{\lambda_i} + c_i \right] + b_i \end{aligned}$$

이것은  $\lambda_i$ 가 증가함에 따라 손해율의 분산은 감소하고,  $\lambda_i \rightarrow \infty$  일때는  $(1 + b_i)c_i + b_i$ 에 수렴하게 된다는 것을 의미한다.  $\lambda_i \rightarrow \infty$ 에 대한 근사값으로 산업 차원의 손해율을 사용할 수 있다. 이러한 결과를 이용한 연도별 손해율의 분산은 다음과 같다.

$$Var[\text{손해율}] = [(1 + b)c_i + b] \times [E[\text{손해율}]]^2, \text{ if } \lambda_i \rightarrow \infty$$

위 두 식으로부터  $\hat{b}$ 와  $\hat{c}_i$ 을 추정할 수 있다.

보건의료소비자인플레이션은 각 보장내용별로 얻을 수 있는 것이 아니다. 이러한 방법으로 산출된  $\hat{b}$ 는 각 보장내용에 공통적으로 적용되어 각 보장내용의 보험 사고심도의 특성을 반영하지 못하고 있다. 그리고 보험사고심도의 불확실성 정도가 전적으로 보건의료소비자인플레이션에 의해서 결정된다는 강한 가정을 하고 있다.

## IV. 보험리스크 측정 결과

### 1. 불확실성모수 추정결과

#### 가. 기술통계량

시뮬레이션 알고리즘에서 필요한 통계량을 <표 2>와 <표 3>에 제시하였다.  $X_i$ 는 2006년부터 2010년까지 관찰된 보장내용  $i$ 의 총지급보험금,  $N_i$ 는 관찰된 총보험사고건수이다.  $\hat{v}_i$ 는 보험사고심도의 표본평균,  $\hat{\tau}_i^2$ 은 표본분산을 나타낸다.  $\hat{\lambda}_i$ 는 연간 기대보험사고건수의 추정치이다.  $\hat{\tau}_i/\hat{v}_i$ 은 각 보장내용별 변이계수이다.  $E[R_i]$ 은 보험금지급률의 기댓값,  $Var[R_i]$ 은 보험금지급률의 분산을 나타낸다.

상해통합의  $X_i$ 는 명목값을 실질값으로 변환함에 따라 1,921,283백만 원에서 2,059,935백만 원으로 증가하였다. 보건의료소비자물가지수가 상승추세에 있기 때문에 나타난 현상이다. 다른 보장내용도 같은 이유로 동일한 현상을 보이고 있다.  $\hat{\lambda}_i$ 는 최근 연도의 보장내용  $i$ 의 총손해액을 사용하였기 때문에 변화가 없다.  $\hat{\tau}_i$ 는 실질값으로 변환함에 따라 모든 보장내용에서 증가하였다.  $E[R_i]$ 은 비율이기 때문에 실질값으로 변환하여도 변화가 없다.

<표 2> 명목값으로 관찰된 기술통계량: without ( $I_1/I_t$ )

(단위: 백만 원)

구분		$X_i$	$N_i$ (건)	$\hat{\lambda}_i$ (건)	$\hat{v}_i$	$\hat{\tau}_i$	$\hat{\tau}_i/\hat{v}_i$	$E[R_i]$	$Var[R_i]$
상해	통합	1,921,283	5,816,174	1,163,235	330,334	682,642	2.06652	1.69306	0.00191
	입원	278,843	421,035	84,207	662,279	1,356,466	2.04818	1.39563	0.18376
	통원	56,644	832,588	166,518	68,034	140,357	2.06305	0.76802	0.04889
질병	입원	1,664,231	2,708,640	541,728	614,416	1,571,623	2.55791	0.69803	0.04376
	통원	748,344	7,724,572	1,544,914	96,878	191,572	1.97745	2.26114	0.04834
종합	입원	427,440	588,968	117,794	725,744	1,596,872	2.20032	1.98176	0.67865
	통원	135,909	1,537,184	307,437	88,414	191,572	2.16676	3.23152	0.94681

주: 1) 상해보험의 통합은 입원과 통원을 구분하지 않고 통합하여 보장하는 상품에 대한 실적임.

2) 대분류의 종합은 상해와 질병을 구분하지 않고 보장하는 상품의 실적임.

〈표 3〉 실질값으로 관찰된 기술통계량: with ( $I_t/I_1$ )

(단위: 백만 원)

구분		$X_i$	$\hat{\lambda}_i$ (건)	$\hat{v}_i$	$\hat{\tau}_i$	$\hat{\tau}_i/\hat{v}_i$
상해	통합	2,059,935	1,163,235	354,173.6	731,437	2.06519
	입원	295,417	84,207	701,643.9	1,435,270	2.04558
	통원	59,098	166,518	70,981.1	146,629	2.06574
질병	입원	1,728,237	541,728	638,045.9	1,630,951	2.55617
	통원	767,877	1,544,914	99,407.1	196,723	1.97896
종합	입원	462,464	117,794	785,211.3	1,726,268	2.19848
	통원	146,600	307,437	95,369.2	206,640	2.16673

#### 나. 불확실성모수 추정값

〈표 4〉는  $\hat{c}_i$ 와  $\hat{b}_i$ 를 보여주고 있다. Meyers & Schenker(1983)법의  $\hat{c}_i$ 는 상해입원과 상해통원을 제외하고 모든 보장내용에서 실질값을 이용하여 추정된 결과가 크게 나타나고 있다. 실질값으로 변환한 위험보험료를 기준으로 연도별 지급건수( $N_{it}$ )의 규모를 변환( $[N_{it} \cdot e_{il}/e_{it} \cdot (I_t/I_1)]$ )함에 따라 상해입원과 상해통원을 제외하고 상향추세는 더 심화되고 하향추세는 둔화되는 것을 앞서 그래프를 통해 보인 바 있다(〈그림 8〉부터 〈그림 14〉 참조). 상향추세의 정도가 심화된다는 것은 연도별 변화가 심화된다는 것을 의미하고 불확실성모수의 크기가 커지는 결과를 초래하고 있는 것이다(〈표 5〉 참조). 상해입원과 상해통원은 명목값의 위험보험료를 기준으로 조정된 지급건수( $N_{it}$ )가 하향추세에 있었다.

IAA(2004)의 방법은 비율을 이용하기 때문에 보건의료소비자물가지수로 조정하여도 불확실성모수  $\hat{c}_i$ 에 변화가 없다.  $\hat{b}_i$ 는 인플레이션을 이용하여 추정되기 때문에 모든 보장내용에 대해서 동일하게 나타나고 있다.

Meyers & Schenker(1983)의  $\hat{b}_i$ 는 다른 보장내용과는 달리 상해통합은 실질값으로 추정된 결과가 명목값으로 추정된 결과 보다 크게 나타나고 있다(〈표 4〉 참조). 명목값을 기준으로 상해통합의 보험사고심도는 하향추세를 보이고 있음을 앞서 본 바 있다(〈그림 1〉 참조). 실질값으로 전환함에 따라 하향추세는 더욱 심화되었

고 이는 변화의 정도를 크게 하여 불확실성모수를 크게 하는 결과를 가져온 것이다(〈표 5〉 참조).

〈표 4〉 불확실성모수 추정 결과

(단위: 원)

구분		$\hat{c}_i$			$\hat{b}_i$		
		Meyers & Schenker		IAA	Meyers & Schenker		IAA
		without ( $I_1/I_t$ )	with ( $I_1/I_t$ )	인플레이션 이용 방법	without ( $I_1/I_t$ )	with ( $I_1/I_t$ )	인플레이션 이용 방법
상해	통합	0.00163	0.01234	0.00066	0.00168	0.01375	3.08E-06
	입원	0.11360	0.07205	0.09434	0.00635	0.00041	3.08E-06
	통원	0.08475	0.04573	0.08287	0.00822	0.00360	3.08E-06
질병	입원	0.01500	0.01844	0.08981	0.04505	0.02529	3.08E-06
	통원	0.08404	0.11706	0.00945	0.01090	0.00467	3.08E-06
종합	입원	0.04735	0.08164	0.17280	0.01375	0.00173	3.08E-06
	통원	0.24942	0.31431	0.09066	0.00472	0.00106	3.08E-06

주: if  $|\hat{c}_i| < 10^{-7}$ ,  $\hat{c}_i = 10^{-7}$  그리고 if  $|\hat{b}_i| < 10^{-7}$ ,  $\hat{b}_i = 10^{-7}$

〈표 5〉 실질값으로 변환함에 따른 추세와 Meyers & Schenker(1983) 불확실성모수의 변화

(단위: 백만 원)

구분		$N_{it}$ (건)		$v_{it}$	
		명목위험보험료로 규모조정 : without ( $I_1/I_t$ )	실질위험보험료로 규모조정 : with ( $I_1/I_t$ )	명목심도 : without ( $I_1/I_t$ )	실질심도 : with ( $I_1/I_t$ )
상해	통합	상승	상승심화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 커짐	하향	하향심화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 커짐
	입원	하향	하향둔화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 작아짐	상향	상향둔화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 작아짐
	통원	하향	하향둔화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 작아짐	상향	상향둔화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 작아짐
질병	입원	상승	상승심화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 커짐	상향	상향둔화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 작아짐
	통원	상승	상승심화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 커짐	상향	상향둔화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 작아짐
종합	입원	상승	상승심화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 커짐	상향	상향둔화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 작아짐
	통원	상승	상승심화 $\Rightarrow \hat{c}_i$ 커짐	상향	상향둔화 $\Rightarrow \hat{b}_i$ 작아짐

## 2. 리스크 측정결과

### 가. 리스크승수 측정결과

Meyers & Schenker(1983)의 불확실성모수를 이용하여  $TVaR_{0.99}$ 과 리스크승수를 측정하였다. 명목값으로 추정된  $TVaR_{0.99}$ 은 14,600억 원, 실질값으로 추정된  $TVaR_{0.99}$ 은 15,800억 원으로 측정되었다(〈표 6〉 참조). 명목값으로 추정된 리스크승수는 0.39575, 실질값으로 추정된 리스크승수는 0.43125로 측정되었다. 실질값으로 변환함에 따라  $TVaR_{0.99}$  값과 리스크승수가 크게 추정되고 있는 것이다.

IAA(2004)의 방법으로 측정된  $TVaR_{0.99}$ 은 14,600억 원, 리스크승수는 0.32165로 측정되었다. Meyers & Schenker(1983)의 방법보다 작게 추정되고 있다.

Meyers & Schenker(1983)의 불확실성모수를 이용하여 리스크승수를 측정할 경우 실질값의 리스크승수가 커지는 이유는 두 가지 경로를 통해서이다(〈표 6〉 참조). 첫 번째 경로는 1) 물가지수는 지속적으로 상승추세에 있어서, 2) 보험사고심도를 실질가치로 변환함에 따라 하향추세에 있는 보장내용의 경우 그 정도가 심화되어(상승추세에 있다면 그 정도가 둔화된다), 3) 보험사고심도의 연도별 변화가 커지게 되고, 4) 이로 인하여 불확실성모수가 커지게 되기 때문이다. 두 번째 경로는 1) 물가지수는 지속적으로 상승추세에 있어서, 2) 실질가치로 변환한 위험보험료를 기준으로 지급건수의 규모를 변환함에 따라 상승추세에 있는 보장내용은 그 정도가 더 심화되어(하향추세에 있다면 그 정도가 둔화된다), 3) 보험사고건수의 연도별 변화가 커지게 되고, 4) 이로 인하여 불확실성모수가 커지게 되기 때문이다.

물론, 위의 두 가지 경로와 반대로 실질값으로 변환함에 따라 불확실성모수가 작아지는 보장내용도 있다. 그러나 우리나라의 경우 불확실성모수의 상승정도가 하락 정도를 압도하였기 때문에 리스크승수가 커지게 되었다.

### 나. 계측검정

리스크승수를 추정하는 각 방법의 계산과정은 복잡하다. 계산이 정확하게 이루어졌는지는 관찰값과 각 방법에 의해서 산출된 결과의 유사성 정도를 가지고 평가

할 수 있다. 먼저 기댓값을 비교할 수 있다. 관찰된 연평균 총손해액은  $X = 10,465$  억 원(〈부록〉 참조), Meyers & Schenker(1983)의 명목 불확실성모수를 이용한 시뮬레이션의 총손해액 기댓값은  $E[\hat{X}] = 10,465$  억 원, 실질 불확실성모수의 경우 총손

〈표 6〉 리스크승수 추정결과

(단위: 억 원)

Meyers & Schenker						IAA		
without ( $I_1/I_t$ )			with ( $I_1/I_t$ )			손해율과 인플레이션 이용 모형		
$E[\hat{X}]$	TVaR	리스크 승수	$E[\hat{X}]$	TVaR	리스크 승수	$E[\hat{X}]$	TVaR	리스크 승수
10,465	14,600	0.39575	11,039	15,800	0.43125	11,000	14,600	0.32165

주: 시뮬레이션 반복 횟수는 10,000회임.

〈표 7〉 손해액의 표준편차  $Var[\beta_i X_i]^{1/2}$ 를 이용한 모형 검증

(단위: 억 원)

구분	Meyers & Schenker 모형				IAA 모형		
	without ( $I_1/I_t$ )		with ( $I_1/I_t$ )				
	시뮬레이션값	기댓값	시뮬레이션값	기댓값	시뮬레이션값	기댓값	
상 해	통합	222	221	673	668	107	107
	입원	196	194	158	159	181	182
	통원	35	35	26	26	34	34
질 병	입원	811	820	724	727	1,025	1,036
	통원	453	463	541	537	150	149
중 합	입원	213	213	265	267	383	385
	통원	136	137	163	165	89	88

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

해액 기댓값은  $E[\hat{X}] = 11,039$  억 원으로 추정되었다. 명목모수를 이용한 시뮬레이션 결과는 이론적 값과 차이가 없지만 실질모수를 이용한 경우에는 5.48% 가량 증가한 것이다(〈표 6〉 참조). IAA(2004)의 방법으로 시뮬레이션값은  $E[\hat{X}] = 11,000$  으로 나타났다. 명목 불확실성모수를 이용한 방법이 관찰값과 가장 근사한 값을 보이고 있다.

각 방법의  $Var[K_i]$ ,  $Var[\beta_i X_i]$ , 혹은  $Var_i[\text{loss ratio}]$ 의 이론적 기댓값과 시뮬레이션 값의 유사성 정도를 기준으로 Calibration Test를 할 수 있다.  $Var[\beta_i X_i]$



를 기준으로 평가해 보면 Meyers & Schenker(1983)의 명목모수 방법의 결과는 질병통원에서 이론적 기댓값보다 시뮬레이션값이 2.16% 낮게 추정되어 가장 큰 차이를 보이고 있다(〈표 7〉 참조). 실질모수 방법의 결과는 질병통원에서 이론적 기댓값보다 시뮬레이션값이 0.74% 높게 추정되었다. IAA(2004) 방법의 결과는 질병입원에서 이론적 기댓값보다 시뮬레이션값이 1.06% 낮게 추정되어 가장 큰 차이를 보이고 있다.

〈표 8〉 보험금 손해율의 분산  $Var_i[loss\ ratio]$ 을 이용한 모형 검증 (단위: %)

구분	Meyers & Schenker 모형				손해율과 인플레이션 이용 모형		
	without ( $I_1/I_t$ )		with ( $I_1/I_t$ )		시뮬레이션값	기댓값	
	시뮬레이션값	기댓값	시뮬레이션값	기댓값			
상해	종합	0.003	0.003	0.027	0.026	0.001	0.001
	입원	0.124	0.121	0.072	0.072	0.094	0.094
	통원	0.094	0.094	0.048	0.049	0.082	0.083
질병	입원	0.060	0.061	0.044	0.044	0.088	0.090
	통원	0.094	0.096	0.122	0.122	0.009	0.009
종합	입원	0.062	0.062	0.082	0.084	0.174	0.173
	통원	0.253	0.255	0.311	0.316	0.092	0.091

주:  $Var_i[loss\ ratio] = (1 + b_i)c_i + b_i$ , if  $\lambda_i \rightarrow \infty$

$Var_i[loss\ ratio]$ 을 이용하여도 큰 차이를 발견할 수 없다(〈표 8〉 참조). 세 가지 방법 모두에서 계산과정에서 오류가 있었다고 보기는 어려운 것이다.

## V. 맺음말

본 연구는 CRM을 이용한 리스크승수의 측정에 관한 연구이다. 본 연구는 여러 기간 동안의 보험사고건수와 보험사고심도의 평균 및 분산을 이용하여 불확실성 모수를 추정하는 Meyers and Schenker(1983)의 방법과 손해율과 인플레이션을 이용하는 IAA(2004)와 Meyers et al.(2003)의 방법을 적용하였다.

Meyers and Schenker(1983)의 방법은 불확실성 정도를 관찰된 데이터 내부의 변화로부터 측정하고자 하기 때문에 리스크요인이 모두 반영된다고 할 수 있다. 그러나 이 방법은 우리나라 실손의료보험과 같이 추세를 가지고 성장하고 있는 보험종목에 대해 적용할 경우 현실 적합성이 의문스럽다. 대부분의 보장내용의 보험사고건수가 증가추세에 있고 이 추세로 인해 불확실성모수는 크게 추정되게 된다. 더욱이 실질값으로 변환한 위험보험료를 이용하여 연도별 규모를 보정하게 되면 추세는 심화되고 불확실성모수는 더욱 크게 추정된다. 추세가 있을 경우 관찰 기간도 리스크승수에 영향을 준다. 기간이 길어질수록 실질값으로 변환에 따른 추세는 더욱 심화될 것이기 때문이다. 그들의 모형은 데이터가 확률변수적으로 안정적이어야 한다는 가정하에 유도된 방법이기 때문에 추세가 있는 경우에는 적합한 방법이 아닐 수 있는 것이다. 리스크승수를 측정하는 목적이 적정자본량을 알기 위함이라면 명목값과 실질값을 이용한 방법 모두에서 과도한 자본량을 요구하게 된다. 추세가 있는 경우 이 방법을 그대로 이용하는 것은 모형오류리스크에 직면할 수 있는 것이다.

현재 몇몇 보험회사에서 사용하고 있는 모형은 물가지수를 반영하고 있다. 만약 실손의료보험에서와 같이 위험보험료와 보험금지급건수가 증가추세에 있다면 물가지수의 반영으로 리스크승수는 크게 측정되고 있는 것이다.

그리고 IAA(2004)의 방법을 이용한 결과를 제시하였다. 이 방법은 리스크 요인은 외부에서 찾아야하고 그래서 인플레이션이라는 외부요인을 이용하여 리스크 승수를 측정하고 있다. 리스크 요인을 외부에서 찾고 있어 체계적 리스크(혹은 경제환경 리스크)를 잘 반영하고자 한 방법이라 할 수 있다. 그러나 보험사고심도의 불확실성 정도가 전적으로 인플레이션에 의해서 결정된다는 가정을 하고 있기 때문에 현실성이 부족한 면이 있다. 우리나라와 같이 보충형 실손의료보험의 경우 국민건강보험의 정책변화에 영향을 받을 수 있는데 이러한 사실들은 모형에 반영되고 있지 않기 때문이다. 그러나 최근 국민건강보험의 보장정책변화는 급격한 변화가 있지는 않았다. 그리고 감독규정에 따르면 리스크의 측정은 6개월 단위 이내 혹은 1년 단위 이내에 반복되어야 한다. 실무적으로는 매월 리스크의 동향을

파악하기도 한다. 단기적으로 리스크는 측정되고 있는 것이다. 이러한 상황에서 급격한 정책의 변화가 없다면 IAA(2004)의 방법이 보다 적절할 수 있는 것이다.

보험회사의 자기자본규제를 위한 내부모형승인제도는 각 보험회사가 리스크 양에 상응하는 자기자본량을 확보할 수 있도록 하는 제도이다. 그래서 무엇보다도 적정 리스크양을 측정하는 것이 동 제도의 핵심이다. 리스크양의 측정 방법은 여러 가지가 있을 수 있다. 그런데 각 리스크양의 측정방법에 따라 그 양이 다르게 측정된다면 어느 방법에 의한 결과가 적정한 양인지를 결정해야 한다. 이 때 감독자는 각 방법의 특징을 파악하고 적절한 방법이 어느 것인지에 대한 지침을 내려야 한다. 본 연구의 결과가 보험회사는 물론 감독자가 적절한 방법에 대한 지침을 결정하는데 도움이 될 수 있기를 기대한다.

## 참고문헌

- 조용운 · 황진태 · 김미화, 『민영의료보험의 보험리스크 관리방안』, 보험연구원, 2011.
- Beard, R. E., T. Pentikainen, and E. Pesonen, *Risk Theory*, Third Edition, Chapman and Hall, 1983.
- CEIOPS, “QIS5 Technical Specifications”, July 2010, p. 252.
- Charles C. Hewitt, Jr., “Loss Ratio Distributions - A Model”, PCAS LIV, 1967, p. 70.
- Gary Venter, “Transformed Beta and Gamma Distributions and Aggregate Losses”, PCAS LXX, 1983.
- Glenn G. Meyers, “An Analysis of the Capital Structure of an Insurance Company”, PCAS LXXVI, 1989.
- \_\_\_\_\_, “Estimating Between Line Correlations Generated by Parameter Uncertainty”, In appear in the CAS Forum., 1999.
- Glenn G. Meyers, Klinker, Fredrick L. and Lalonde, David A. “The Aggregation and Correlation of Insurance Exposure”, In appear in the CAS Forum, 2003.
- Glenn G. Meyers and Nathaniel Schenker, “Parameter Uncertainty in the Collective Risk Model”, PCAS LXX, 1983.
- IAA, A Global Framework for Insurer Solvency Assessment, 2004.
- Klugman, Stuart A., Harry H. Panjer, and Gordon E. Willmot, *Loss Models From Data to Decisions*, Second Edition, A JOHN WILEY & SONS Ltd, 2004.
- Philip E. Heckman and Glenn G. Meyers, “The Calculation of Aggregate Loss Distributions Form Claim Severity And Claim Count Distributions”, PCAS LXX, 1983.
- Robertson, John P., “The Computation of Aggregate Loss Distributions”, Proceedings of the CAS, LXXIX, 1992.

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

## Abstract

In this paper, we measure the risk multipliers of health insurance of the four largest casualty insurance companies using their payment data from FY 2006 to FY 2010. To this end, we apply the collective risk model, and estimate the uncertainty of the parameters required for this model using the method proposed by the International Actuarial Association(IAA), along with the conventional method. The conventional method estimates uncertainty parameters with the annual variations of payment data whereas the IAA method adopts loss ratios and inflation rates.

As a consequence, we find that the risk multipliers calculated by the conventional method with real value data are larger than those of the IAA method. This is because the trends in the and of health insurance overstate the uncertainty parameters, implying that the trends, if any, might lead the conventional method to encounter model error risk.

In the IAA method, on the other hand, the uncertainty parameters are not directly affected by the trends in payment data. Nonetheless, a shortcoming of the IAA method is to assume that the uncertainty parameters in severity depend only on the variation in inflation. As such, this method does not reflect changes in public health insurance policy, and thus might be more appropriate in the absence of such significant changes.

※ **Key words:** Collective Risk Model, health insurance, model error risk, risk multiplier, simulation, uncertainty parameter

【부 록】

〈부표 1〉 FY2006 실손의료보험 실적 현황

(단위: 건, 백만 원)

대분류	상해			질병		종합	
	소분류	종합	입원	통원	입원	통원	입원
경과계약건수	13,151,701	1,107,299	729,155	4,427,569	1,790,300	1,546,609	1,169,757
위험보험료 $e_{it}$	197,885	15,460	3,533	160,359	54,854	52,210	30,814
보험사고건수 $N_{it}$	914,901	53,106	69,086	237,865	200,393	137,802	297,868
지급보험금 $X_{it}$	322,595	29,706	4,419	93,070	16,455	85,894	24,385
보험사고심도 $v_{it}$	0.3526	0.5594	0.064	0.3913	0.0821	0.6233	0.0819
보험사고심도 표준편차 $\tau_{it}$	459,075	1,028,392	84,243	841,182	111,978	1,109,102	130,532
보험사고율	0.0696	0.048	0.0947	0.0537	0.1119	0.0891	0.2546
보험금지급률 $R_{it}$	1.6302	1.9215	1.2508	0.5804	0.3	1.6452	0.7914

주: 1) 상해보험의 종합은 입원과 통원을 통합하여 보장하는 상품에 대한 실적임.  
 2) 대분류의 종합(상해+질병)은 상해와 질병을 구분하지 않고 보장하는 상품의 실적임.

〈부표 2〉 FY2007 실손의료보험 실적 현황

(단위: 건, 백만 원)

대분류	상해			질병		종합	
	소분류	종합	입원	통원	입원	통원	입원
경과계약건수	12,778,634	1,915,070	1,574,831	5,944,298	3,489,421	1,331,826	990,068
위험보험료 $e_{it}$	205,560	24,579	6,889	226,973	100,380	44,179	26,061
보험사고건수 $N_{it}$	1,027,253	85,923	107,083	353,769	590,483	127,933	322,762
지급보험금 $X_{it}$	347,220	54,459	6,481	158,669	49,402	86,244	27,429
보험사고심도 $v_{it}$	0.338	0.6338	0.0605	0.4485	0.0837	0.6741	0.085
보험사고심도 표준편차 $\tau_{it}$	480,729	946,976	84,308	972,346	121,831	1,149,508	138,906
보험사고율	0.0804	0.0449	0.068	0.0595	0.1692	0.0961	0.326
보험금지급률 $R_{it}$	1.6891	2.2157	0.9407	0.6991	0.4921	1.9522	1.0525

## 〈부표 3〉 FY2008 실손의료보험 실적 현황

(단위: 건, 백만 원)

대분류	상해			질병		종합	
	종합	입원	통원	입원	통원	입원	통원
경과계약건수	12,442,824	2,540,102	2,239,455	7,206,290	5,151,124	1,138,323	837,639
위험보험료 $e_{it}$	225,772	31,996	10,203	280,982	146,769	37,781	22,552
보험사고건수 $N_{it}$	1,136,015	69,520	139,136	513,174	1,182,691	116,909	345,493
지급보험금 $X_{it}$	372,867	46,134	8,517	292,363	100,488	87,718	30,234
보험사고심도 $v_{it}$	0.3282	0.6636	0.0612	0.5697	0.085	0.7503	0.0875
보험사고심도 표준편차 $\tau_{it}$	1,132,668	2,242,857	214,675	2,436,795	296,380	2,779,927	313,515
보험사고율	0.0913	0.0274	0.0621	0.0712	0.2296	0.1027	0.4125
보험금지급률 $R_{it}$	1.6515	1.4419	0.8348	1.0405	0.6847	2.3218	1.3406

## 〈부표 4〉 FY2009 실손의료보험 실적 현황

(단위: 건, 백만 원)

대분류	상해			질병		종합	
	종합	입원	통원	입원	통원	입원	통원
경과계약건수	12,853,967	3,497,856	3,820,794	9,640,273	8,638,435	847,185	561,623
위험보험료 $e_{it}$	282,821	49,770	18,682	551,225	318,552	27,873	15,723
보험사고건수 $N_{it}$	1,418,400	91,054	210,696	727,069	2,568,004	114,044	339,192
지급보험금 $X_{it}$	447,479	64,296	14,646	485,834	246,655	92,057	30,903
보험사고심도 $v_{it}$	0.3155	0.7061	0.0695	0.6682	0.096	0.8072	0.0911
보험사고심도 표준편차 $\tau_{it}$	522,952	1,223,394	121,943	1,262,976	144,842	1,187,557	130,460
보험사고율	0.1103	0.026	0.0551	0.0754	0.2973	0.1346	0.6039
보험금지급률 $R_{it}$	1.5822	1.2919	0.784	0.8814	0.7743	3.3027	1.9655



〈부표 5〉 FY2010 실손의료보험 실적 현황

(단위: 건, 백만 원)

대분류	상해			질병		종합	
	소분류	종합	입원	통원	입원	통원	입원
경과계약건수	11,107,873	4,960,476	8,932,837	10,590,619	13,266,983	649,741	254,266
위험보험료 $e_{it}$	256,040	68,337	33,733	600,832	401,160	21,524	7,104
보험사고건수 $N_{it}$	1,319,605	121,432	306,587	876,763	3,183,001	92,280	231,869
지급보험금 $X_{it}$	431,122	84,247	22,581	634,295	335,344	75,528	22,957
보험사고심도 $v_{it}$	0.3267	0.6938	0.0737	0.7235	0.1054	0.8185	0.099
보험사고심도 표준편차 $\tau_{it}$	552,413	1,133,245	123,654	1,330,642	170,714	1,174,221	141,137
보험사고율	0.1188	0.0245	0.0343	0.0828	0.2399	0.142	0.9119
보험금지급률 $R_{it}$	1.6838	1.2328	0.6694	1.0557	0.8359	3.5091	3.2315

