

태풍피해위험 분산을 위한 재보험료 추정

김무환*·권순일**

본 연구는 한국의 태풍피해액 자료를 이용하여 모수 모형에 기초한 재보험 가격(즉, 재보험료)을 추정하고 있다. 분석에 이용된 자료는 1958년부터 2015년까지 한국의 연간 태풍피해액(관측치 수는 47개)으로 구성된다. 우선, 태풍피해액에 적합한 모수 모형을 찾기 위해 그래프에 의한 방법과 동시에 적합도검정을 실시한다. 태풍과 같이 분포의 꼬리 부분에 해당하는 극단적이고 드물게 발생하는 사건의 확률을 고려하는데 적합한 극단치이론(Extreme Value Theory, EVT)을 사용한다. 시각적인 판단과 통계적 검정법에 의하면 공히 일반화된 파레토분포가 다른 모형(즉, 로그정규분포, 버(burr)분포, 와이불(weibull)분포, 그리고 정규분포)에 비해 더 적합한 것으로 나타났다. 선정된 모형하에서 적절한 임계치를 선정하고 발생 가능한 극단적인 손실을 계산하여 보험회사의 적정 보유수준과 함께 보유수준을 초과하는 위험의 전가에 대한 비비례재보험(즉, 재보험사가 원수보험사의 보유한도를 초과하는 손해액을 책임지는 방식)의 순보험료를 산정한다. 이러한 분석 결과는 태풍피해액을 평가하고 위험전가에 대한 적정가격 결정, 정부 지원수준 등 대한 의사결정에 큰 도움이 될 것이다.

한글 색인어 : 태풍피해액, 일반화된 파레토분포, 재보험료, 초과 손해액

*경남대학교 경제금융학과 조교수(kmhlmj2@kyungnam.ac.kr), 주저자

**보험개발원 팀장(sikwon@kidi.or.kr), 교신저자

1. 서론

태풍¹⁾과 같은 거대재해는 발생하는 시점을 정확히 예측할 수 없을 뿐만 아니라, 재해발생시 피해규모의 정확한 추정이 불가하다. 또한 광범위한 지역에 걸쳐 동시에 발생하는 위험의 연계성으로 인해 시장자율에 의한 위험분산 체계 구축이 쉽지 않으며, 국가재보험제도 등의 제도적 장치마련이 필요하다. 이를 위해 민영 보험사의 보유수준을 초과하는 위험전가 부분에 대한 순보험료를 추정함으로써 향후 태풍 관련 정책 개발 및 재보험료 산정에 큰 도움이 될 것으로 기대된다.

산업발달에 따른 경제력 집중 현상에 따라 태풍으로 발생한 피해규모는 시간

1) 태풍은 열대성 저기압 중 중심 부근의 최대 풍속이 일반적으로 17m/sec 이상인 폭풍우를 말한다.

이 경과함에 따라 확대되는 경향이 나타난다. 실제로 피해규모가 큰 상위 10개 태풍 중 대부분은 1990년대 이후에 발생했으며, 2000년대 이후엔 5개가 발생하여 시간의 경과에 따라 태풍피해가 증가하는 양상을 보이고 있다. (태풍백서, 2011)

본 논문의 첫 번째 이슈는 태풍피해액의 예측이다. 막대한 피해를 가져오는 태풍의 발생 빈도가 비교적 근년에 들어 증가한다는 사실은 단순히 과거의 경험자료만을 이용한 측정에는 한계가 있음을 의미한다. 한편, 태풍피해액의 정확한 예측은 원수보험사 입장에서 태풍 관련 보험 상품 개발에서부터 적정수준의 보유와 위험분산을 위한 (재)보험료 산정에 필수적 요인이다. 피해액 추정과 함께 위험분산에 필요한 재보험가격의 합리적 추정이 이루어지지 않을 경우 보험사의 적극적 시장참여를 유도하는 것은 불가하다.

산업화 진전에 따라 경제력의 집중 현상은 지속될 것이며, 따라서 태풍 등으로 인한 피해규모는 향후 더욱 확대될 것으로 예상된다. 따라서 지금까지 관찰된 경험실적을 이용하여 태풍 피해액을 추정하는 데는 한계가 있으며, 통계적 기법을 활용함으로써 피해액 변동에 합리적으로 대처할 수 있다.

특히, 극단치이론을 이용함으로써 과거 태풍 피해액의 극단치 행위를 분석하기 위한 모형을 제공할 뿐만 아니라, 20년~30년의 중기적 자료를 이용해서 관찰이 불가능한 훨씬 더 큰 규모의 피해액 발생가능성을 반영할 수 있다. 본 논문에서는 높은 임계치를 초과하는 극단치에 대해 일반화된 파레토(Generalized Pareto, GP)분포를 적용하는 접근법을 사용한다.

태풍피해액의 미래 예측과 관련된 일차적인 작업은 주어진 자료를 잘 묘사할 수 있는 모수 모형을 찾는 것이다. 차재형·이재원(2000)은 연간 태풍피해액(즉, 손해액) 자료를 분석하여 로그-정규분포가 가장 적합한 것으로 보았다. 한 가지 아쉬운 것은 일반화된 파레토분포나 베타 분포 등을 고려 대상에서 제외했다는 점이다. 태풍을 주제로 삼은 해외 연구로는 중국 절강성 지방의 태풍피해액을 분석한 Yue et al.(2016)은 해당 자료가 일반화된 파레토분포를 따르는 것으로 결론지었다. 미국 허리케인과 관련된 경제적 피해액을 복합 포아송 분포로 설명한 Katz(2002)의 연구도 눈에 띄는 작업이다. 반면에, Dey and Das(2016)은 미국 허리케인 피해액 자료를 일반화된 파레토분포로 모형화하고 있다.

본 논문에서 다룬 두 번째 이슈는 태풍 피해에 대한 국가재보험의 순보험료 추정이다. 현행 풍수해보험의 경우 민간보험회사가 손실보전준비금을 적립하여 손해를 180%를 초과하는 거대위험에 대비하고 있으나, 만약 예기치 않은 대규모 피해가 발생한다면 민간보험회사의 담보 범위를 초과하게 되어 위험분산체계가 안정적으로 작동할 수 없게 된다. 태풍과 같은 거대위험의 특성상 시장원리에 의존한 해결은 쉽지 않으며, 국가재보험제도를 통한 방안이 대안이 될 수 있다. (신동호(2005), 이진수·김미혜(2014))

국가재보험은 정부가 위험분산에 적극 참여하여 일정 수준 이상의 손실을 인수하는 것으로 농작물재해보험의 경우 손해를 180%를 초과하는 위험에 대해 정부가 재보험자의 역할을 수행하는 국가재보험 제도가 도입, 운영 중에 있다.

거대재해에 기인하는 일정 규모 이상의 손해율에 대해 국가재보험제도를 도입하게 되면, 거대위험 발생 시 민간보험회사가 담보하지 못하는 위험을 국가가 인수하여 선진적인 재난관리 시스템을 구축할 수 있을 뿐만 아니라 효율적 위험분산 체계를 제공함으로써 민간보험회사들이 보험 사업을 안정적으로 운영할 수 있는 기반을 제공할 수 있다.

실질적인 태풍 피해액 자료를 이용하여 특정 임계치를 초과하는 극단치들이 일반화된 파레토분포를 따른다는 이론적 기반위에 실제 자료를 분석하여 재보험료(reinsurance premium)를 계산할 수 있다. 하지만, 이러한 방법을 적용하기 위해서는 적절한 임계치의 선정 및 극단치들이 일반화된 파레토분포를 따를 것인지를 확인하는 작업이 우선될 필요가 있다.

재보험의 순보험료 산정을 시도한 연구는 다수 존재한다. 앞에서 언급된 Yue et al.(2016)를 포함하여 Shehi and Muja(2015)는 알바니아 화재보험 자료를 기반으로 일반화된 파레토분포를 통해 재보험료를 계산한다. 이근창·조재훈(2016)은 환경오염 배상액에 일반화된 파레토분포를 적용시켜 초과손해를 재보험료를 계산하고 모의실험 결과와 비교하고 있다. McNeil(1997)은 덴마크 화재보험 손해액 자료를 가지고 구간별 초과손해액 재보험료 산정을 시도했으며 김무환·권순일(2016)은 한국의 화재보험 손해액 자료에 McNeil(1997)의 방법론을 적용하여 분석을 시도했다. 또한 Beirlant et al.(2001)는 노르웨이 화재보험 손해액 자료를 바탕으로 초과손해액 재보험료 계산을 3가지 방식(힐

추정치, POT 방법, 회귀방정식)으로 수행하고 그 결과를 비교한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다 : 2장에서는 극단치이론을 활용한 초과 손해를 재보험료 산정에 관한 이론적 논의를 소개하고, 3장에서는 자료 분석, 4장에서는 경험적 자료를 토대로 재보험료를 계산해보고, 그리고 5장에서 결론 및 한계점을 제시한다.

2. 극단치모형과 재보험료 산정

무작위 표본으로부터 추출된 일련의 독립된 사건, X_i 의 실현된 값들인 손해액자료를 $x_i, i = 1, 2, \dots, n$ 라고 하자. X_i 는 확률분포함수 F 를 따르고 그 생존함수는 $\bar{F}(x) = P(X > x)$ 로 정의된다. 순서통계량 $X_{1,n} \leq \dots \leq X_{n,n}$ 으로부터 실현된 값들인 순서자료는 $x_{1,n} \leq x_{2,n} \leq \dots \leq x_{n,n}$ 으로 나타난다. 확률변수 X 의 평균이 유한할 때, 임계치 u 를 상회하는 초과 보험청구액의 기댓값은 X 의 평균초과함수(mean excess function)로 일컫어진다 : $e(u) = E(X - u | X > u)$.

평균초과함수의 다른 표현을 고려할 필요가 있다. 임계값 u 가 F 의 오른쪽 끝점보다 작은 경우에 다음과 같이 표현된다 :

$$e(u) = \frac{E[(X-u)I(X>u)]}{P(X>u)}, \quad (1)$$

여기서 $I(X > u)$ 는 지시함수이다. 식 (1)의 분자는 다음의 과정을 거쳐 식 (2)로 전환될 수 있다 :

$$\begin{aligned} E[(X-u)I(X>u)] &= \int_u^\infty I(u < x)(x-u)dF(x) \\ &= \int_u^\infty I(u < x) \left[\int_u^x I(u \leq y)I(y < x)dy \right] dF(x) \\ &= \int_u^\infty I(u \leq y)I(y < x) \left[\int_y^\infty I(u < x)dF(x) \right] dy \quad (\text{푸비니 정리}) \\ &= \int_u^\infty I(u \leq y)I(y < x)[1-F(y)]dy \end{aligned}$$

$$= \int_u^\infty (1-F(y))dy \quad (2)$$

따라서, 평균초과함수는 다음과 같이 표현된다 :

$$e(u) = \frac{\int_u^\infty (1-F(x))dx}{1-F(u)}, \quad u < x_F \quad (3)$$

초과손해율 재보험 계약에서 재보험사는 주어진 한도를 초과하는 총보험금에 대해 지급의무를 지닌다. 보유한도(R) 하에서 총손해액(S)이 보유한도보다 작으면 재보험사는 보험금을 지급할 필요가 없다. 반면에 총손해액이 보유한도보다 크다면 재보험사는 약정된 금액을 지급해야 한다. 재보험사가 지급해야 하는 금액은 다음과 같다 :

$$(S-R)_+ = \max[S-R, 0] = \begin{cases} 0, & S \leq R \\ S-R, & S > R \end{cases} \quad (4)$$

주요한 질문 중의 하나는 재보험의 순보험료를 어떻게 계산할 수 있는가이다. 초과손해율(stop-loss) 재보험의 순보험료는 재보험사가 피해 발생 시에 지급하게 될 보험금의 댓가로 받는 반대급부이다. 보유한도를 초과하는 초과손해액의 평균값이 바로 재보험의 순보험료($P(R)$)이다 :

$$E[(S-R)_+] = \int_R^\infty (1-F(x))dx \quad (5)$$

따라서, 재보험의 순보험료를 구하는데 평균초과함수를 이용하면 순보험료는 다음과 같이 구할 수 있다 :

$$e(R) = \frac{\int_R^\infty (1-F(x))dx}{1-F(R)} \quad \text{이기 때문에 } P(R) = e(R)\bar{F}(R) \quad \text{이다. (Beirlant, et al. 2004)}$$

확률변수 X_1, \dots, X_n 로부터 높은 임계치 u 를 초과하는 극단치를 Y_1, \dots, Y_{N_u} 으로 표시하자. 여기서, N_u 는 임계치 u 를 초과하는 X_i 의 개수를 나타낸다. 확률변수 X 의 극단치 확률분포함수와 관련 생존함수는 식 (6)의 관계로 정리된다 (여기서, F_u 는 초과손해 확률분포함수이다) :

$$F_u(y) = P(X-u \leq y | X > u) = P(Y \leq y | X > u), \quad y \geq 0$$

$$\bar{F}_u(y) = P(X \geq u+y | X > u) = \frac{1 - F(u+y)}{1 - F(u)}, \quad y \geq 0$$

$$\bar{F}_u(y) = \frac{\bar{F}(u+y)}{\bar{F}(u)}$$

$$\text{따라서, } \bar{F}(u+y) = \bar{F}(u)\bar{F}_u(y) \quad (6)$$

일반화된 파레토분포의 생존함수는 정의로부터 도출할 수 있다. 형태모수(ξ)가 실수이고 스케일 모수가 양일 때, (즉, $\sigma > 0$) 일반화된 파레토분포의 생존함수는 식 (7)로 표시된다 :

$$\bar{G}_{\xi,\sigma}(x) = \begin{cases} \left(1 + \frac{\xi x}{\sigma}\right)^{-1/\xi} & \text{if } \xi \neq 0 \\ e^{-x/\sigma} & \text{if } \xi = 0 \end{cases} \quad \text{여기서, } \begin{cases} x \geq 0 & \text{if } \xi \geq 0 \\ 0 \leq x \leq -1/\xi & \text{if } \xi < 0 \end{cases} \quad (7)$$

Balkema, and de Haan(1974)의 정리를 이용하면, 높은 임계치 u 에 대해 다음의 관계가 성립한다 : $\bar{F}_u(y) \approx \bar{G}_{\xi,\sigma(u)}(y)$. 임계치(u), 형태모수(ξ), 그리고 $\sigma = \sigma(u)$ 가 극단치 자료로부터 추정되었을 때, 그 추정치들은 임계치 u 에 의존하게 된다.

식 (6)에 따라 F 확률분포함수의 오른쪽 꼬리부분을 추정($\widehat{\bar{F}(u+y)}$)하기 위해서는 두 개의 구성요소를 필요로 한다 : $F(u)$ 의 생존함수($\bar{F}(u)$)는 전체 관측치의 수에 대한 임계치(u)를 초과하는 극단치 개수의 비율로 추정할 수

있다. 즉, $\bar{F}(u) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(X_i > u) = \frac{N_u}{n}$. 또 다른 구성요소는

$\bar{F}_u(y) \approx \bar{G}_{\xi,\sigma(u)}(y)$ 근사 관계를 이용할 수 있다. 따라서, 추정된 F 확률분포함수($\widehat{\bar{F}(u+y)}$)는 식 (8)로 표현된다 :

$$\widehat{\bar{F}(u+y)} = \frac{N_u}{n} \left(1 + \frac{\hat{\xi}y}{\hat{\sigma}}\right)^{-1/\hat{\xi}} \quad (8)$$

위의 논의를 종합하면, 일반화된 파레토분포의 표본 평균초과함수를 이용하여 임계치(u)를 초과하는 보유한도(R)에 대한 초과손해율 재보험의 순보험료를 식 (9)와 같이 계산할 수 있다 :

$$P(R) = e(R)\bar{F}(R) = \frac{\hat{\sigma} + \hat{\xi}(R-u)}{1 - \hat{\xi}} \frac{N_u}{n} \left(1 + \frac{\hat{\xi}(R-u)}{\hat{\sigma}}\right)^{-1/\hat{\xi}} \quad (9)$$

3. 자료분석

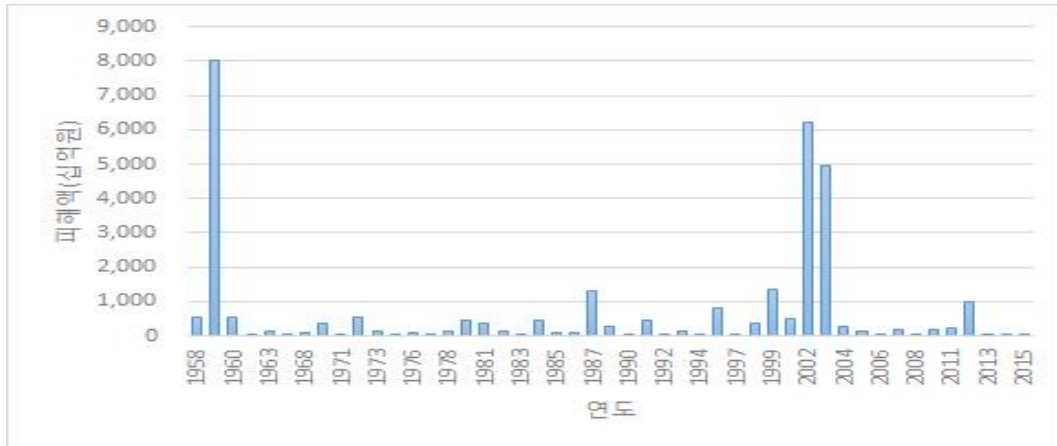
3.1 태풍 피해액 자료

태풍피해액 자료는 재해연보, 한국태풍80년보 등을 통해 얻을 수 있으며 2010년 가격을 기준으로 환산된다. 자료의 범위는 1958년부터 2015년까지 걸쳐 있으나 연간 피해액 관측치 수는 47개이다. 실제 연도보다 관측치 수가 적은 이유는 1988년과 2009년의 경우처럼 태풍이 우리나라에 전혀 영향을 미치지 않았거나 태풍의 영향권에 놓여 있었다 하더라도 그 피해가 없었거나 공식적인 피해액 집계와 누락된 경우에 해당된다. 태풍피해액 집계 또는 조정 과정상의 문제를 회피하고 막대한 경제적 피해를 초래한 태풍을 고려하는 것이 합당하다고 판단하여 그 피해액이 10억원을 초과하는 경우로만 한정한다.

<그림 1>은 조정된 연간 태풍 피해액 시계열 자료(1958-2015년)를 나타낸다. 그래프 상으로는 어떤 추세도 가지지 않은 것으로 보인다. 원자료는 2010년도 가격을 기준으로 조정되었으며 GDP 디플레이트가 사용되었다. 주어진 자료의 정상성(stationarity)을 점검하기 위해 디키-풀러 검정 결과²⁾를 살펴보면, 5% 유의수준에서 p값이 0.0000으로 나타나 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 된다. 즉, 주어진 자료는 정상성을 지니는 것으로 드러났다. 또한, 자기상관 관계를 검정하기 위해 용-박스 검정을 실시해 본 결과, 어느 시차에서도 시계열간의 상관관계를 찾을 수 없었다. 시차가 1일 경우 p-값이 0.104이며, 시차가 증가할수록 해당 p-값이 증가하고 있다.

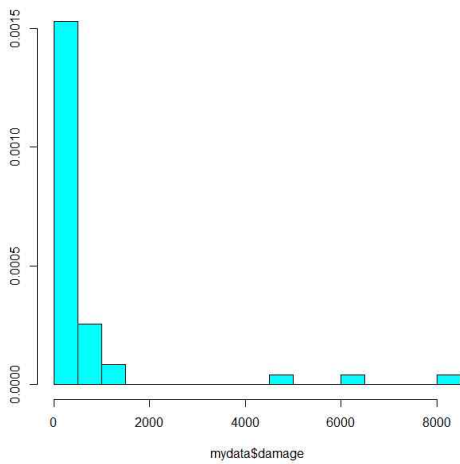
2) 단위근검정을 위한 디키-풀러 검정통계량은 -5.974이며 유의수준 5%에서의 임계값(critical value)이 -2.944임.

<그림 1> 조정된 연도별 태풍피해액 (2010년 기준), 1958-2015

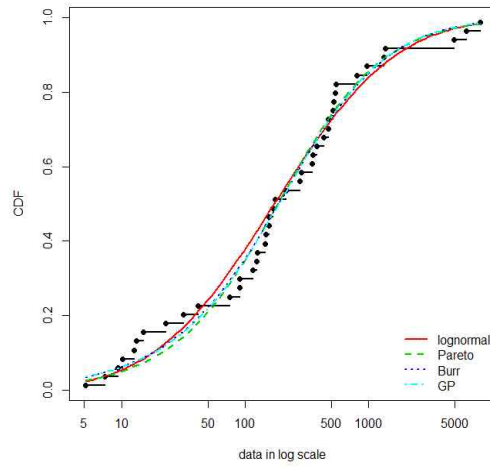


<그림 2-a>는 태풍 피해액의 히스토그램을 보여준다. 주어진 자료가 두터운 꼬리를 가졌다는 사실을 확인할 수 있다. <그림 2-b>는 주어진 자료에 여러 확률분포함수들을 대비시킨 그래프들이 표시되어 있다. 하지만, 적합도를 시각적으로 판단하기에는 어려운 상황임을 알 수 있다.

<그림 2> 히스토그램과 확률분포함수



<2-a 히스토그램>



<2-b 확률분포함수>

<표 1>은 태풍피해액의 기술통계량을 보여준다. 과거 58년 동안 47개의 연간 자료 관측치가 분석대상이다. 물가변동이 반영된 연간 태풍피해액은 한 쪽으로 기울어진 분포를 가진다. 왜도의 추정치가 양(+)이어서 중앙값이 표본평균보다 작으며 그 분포가 오른쪽으로 기울어져 있다. 첨도는 3을 초과하여 정규분포보다 더 뾰족한 정점을 가진다.

<표 1> 조정된 태풍피해액의 기술통계량, 1958-2015

(원자료 단위: 십억원)

| 피해액 | 관측치 수 | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|------|-------|------|------|------|-------|------|
| 원자료 | 47 | 655 | 156 | 1581 | 3.58 | 15.0 |
| 로그변환 | 47 | 4.70 | 5.05 | 2.16 | -0.26 | 2.48 |

3.2 확률분포의 결정

모형 선택의 기준으로 모형 속에 특정 모수를 포함시켜야하는지 말아야 하는지를 판단하기 위해 우도비(LR)검정을 실시한다(Coles, 2001). 이 우도비검정은 내포모형(nested model)을 비교할 때에만 타당하다. 즉, 한 모형의 모수들은 비교되는 모형의 부분집합 이어야한다. 일반화된 파레토분포와 지수분포(형태모수가 0인 경우)를 대상으로 검정을 실시한다. <표 2>에 나타난 우도비검정통계량의 p값이 통상적으로 적용되는 유의수준인 0.05보다 훨씬 작아서 주어진 자료를 설명하는 데는 지수분포보다 일반화된 파레토분포가 더 적합한 것으로 나타났다.

<표 2> 우도비검정 결과

| 임계치 | 스케일 | 형태 | 우도비 통계량 | 우도비검정 p-값 |
|-----|----------------|-------------|---------|-----------|
| 15 | 301.99 (87.99) | 0.71 (0.26) | 23.95 | 0.0000 |

주: ()는 표준오차를 나타냄.

또한 콜모고로프-스미노프(KS)와 크래머-미제스(CvM), 그리고 앤더슨-달링(AD) 통계량에 기초한 적합도검정³⁾ 결과(<표 3>)를 종합적으로 고려할 때, 일반화된 파레토분포가 오른쪽으로 기울어진 다른 분포들(즉, 감마, 파레토, 로그정규, 와이블, 그리고 버 분포)보다 자료를 잘 묘사하는 것으로 나타났다. 콜모

3) KS통계량은 실증적 분포와 이론적 분포 사이의 최대 거리를 측정하며, AD통계량은 실증적 분포와 이론적 분포의 가중치를 반영한 거리 제곱의 합으로 정의된다. 따라서, 그 거리가 짧을수록 주어진 자료를 잘 묘사하는 것으로 간주된다. AD통계량은 꼬리에 더 큰 가중치를 부여하므로 주어진 자료에 더 적합한 지표로 판단된다.

고로프-스미노프(KS) 검정의 경우 베타 분포가 일반화된 파레토 분포보다 더 적합한 것으로 보였으나 나머지 지표들에 의하면 일반화된 파레토분포가 자료와 더 잘 어울리는 것으로 나타났다. 모형 선정의 또 다른 기준으로서 AIC와 BIC를 고려할 때도 앞서와 동일한 결론에 이른다. 임계치 5를 초과하는 관측치에 일반화된 파레토분포를 근사시켰을 때 해당 값이 가장 작기 때문에 관련된 정보의 손실이 최소화된다는 점을 확인할 수 있다.

<표 3> 적합도검정 통계량

| 분포 | KS ²⁾ | CvM ³⁾ | AD ⁴⁾ | AIC | BIC |
|--------------------|------------------|-------------------|------------------|-------|-------|
| Gamma분포 | 0.1798 | 0.2345 | 1.4761 | 659.5 | 663.2 |
| Pareto분포 | 0.1360 | 0.1807 | 1.3148 | 655.4 | 659.1 |
| Log-normal분포 | 0.1268 | 0.1365 | 0.7087 | 650.7 | 654.4 |
| Weibull분포 | 0.1136 | 0.0717 | 0.5597 | 652.3 | 656.0 |
| Burr분포 | 0.0886 | 0.0728 | 0.4656 | 652.4 | 657.9 |
| GP분포 ¹⁾ | 0.0953 | 0.0380 | 0.2662 | 524.5 | 529.1 |

주: 1) 임계치 15를 초과하는 관측치를 대상으로 해당 분포를 근사시킴. AIC와 BIC는 관측치 수에 의존하기 때문에 다른 분포와 비교하는 데 주의를 기울여야 함.

2) Kolmogorov-Smirnov

3) Cramer-von Mises

4) Anderson-Darling

3.3 GP분포의 임계치 선정

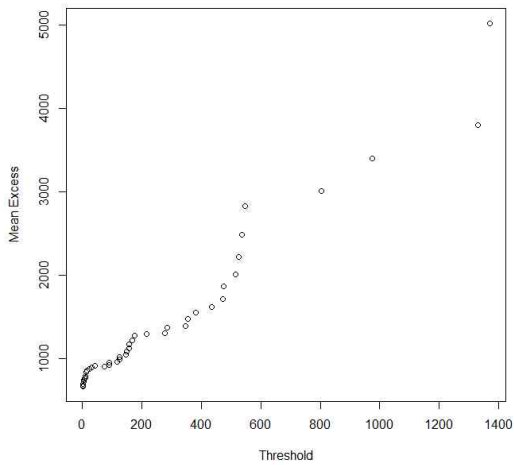
특정 임계치를 초과하는 극단치를 대상으로 극단치이론을 적용하는 POT 방법론의 활용에 있어서 임계치를 결정하는 문제는 매우 중요하다. 임계치가 너무 낮은 경우 모형의 점근적 특성을 위배하게 되어 해당 모수 추정치가 편향된 값을 가질 가능성이 높으며 임계치가 너무 높은 경우 관측치 수가 줄어들어 모수 추정치의 분산이 너무 커질 공산이 크다. 일반적인 선정 기준은 이론적인 논의가 타당한 높은 임계치이면서 모형의 적합도를 향상시키기에 충분한 수를 확보할 수 있는 낮은 수준에서 결정되어야 한다.

GP분포는 특정한 임계치를 초과하는 극단치들에 대한 분포를 묘사하는데 적합하다. 임계치를 선정하기 위해 평균초과함수 (mean excess function)를 이용할 수 있다. GP분포가 주어진 자료를 잘 대변하고 있다는 사실은 어떤 임계치를 초과하는 관측치들의 평균초과함수가 선형인 지를 따져 판단할 수 있다. 즉, 평균초과함수가 관측치 수가 매우 적어지고 그 값 자체가 큰 자료들 때문에 불안정해지기 이전에 선형 형태를 보이는 시작점을 찾으려면 된다. 그런 조건을 만족시키는 높은 임계치를 선정하는 것이 원칙이다. 왜냐하면, 임계치가 높을수록 GP분포가 극단치를 더 잘 묘사할 것이기 때문이다. 그러나 너무 적은 수의 자료가 분석 대상이 되어 관련 모수 추정에 오류를 가져올 수 있는 상충관계에 항상 부딪힌다.

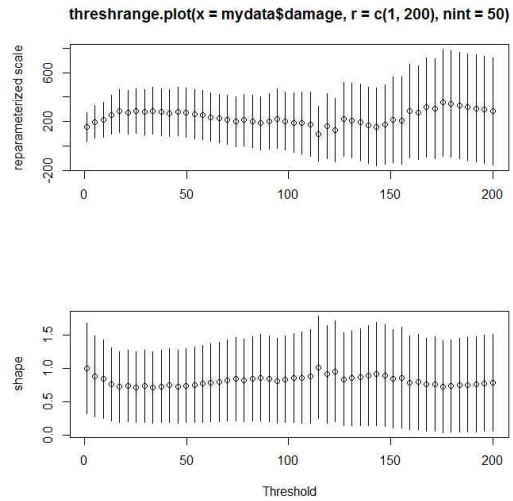
<그림 3-a>에 제시된 평균초과함수 그래프에 의하면, 주어진 자료의 관찰값이 0보다 조금 큰 곳에서 기울기가 변화함을 알 수 있다. 약 15(즉, 150억원) 수준부터 이전과는 다른 기울기를 보여주는 선형 모습을 가졌다. 태풍피해액이 150억원부터 5000억원까지의 자료를 대략적인 선형으로 간주하고 선형 회귀선을 추정할 수 있다. 기울기 추정값이 1.5684인데 그 기울기의 95% 신뢰구간은 (1.2760, 1.8607)이다. 모수의 참값 영(zero)이 주어진 신뢰구간에 포함되지 않아서 귀무가설을 기각한다. 따라서, 해당 구간의 자료들은 선형의 회귀선으로 잘 설명이 되며 더 나아가 임계치로 선정한 150억원이 타당하다는 것을 제시한다.

<그림 3-b>는 일반화된 파레토 분포에 관한 형태 및 스케일 모수 추정치의 변화를 임계치에 대해 표시한 그래프이다. 모수 추정치의 안정성을 기준으로 임계치를 선정하는데 활용할 수 있다. 상대적으로 높은 임계치에 있어서 모수 추정치의 변화 양상이 뚜렷하나 변동폭이 그리 크지 않다. 두 그래프 모두를 고려할 때, $u=15$ 정도가 적당한 것으로 보인다. 왜냐하면, $u=15$ 이후부터 그 전보다 대체적으로 안정적이라고 볼 수 있기 때문이다.

<그림 3> 평균초과함수와 모수 추정치 추이



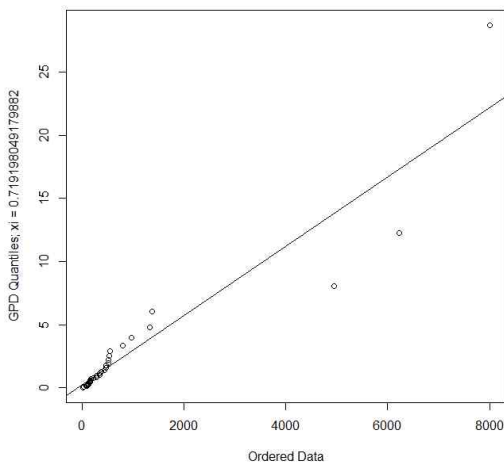
<3-a> 평균초과함수



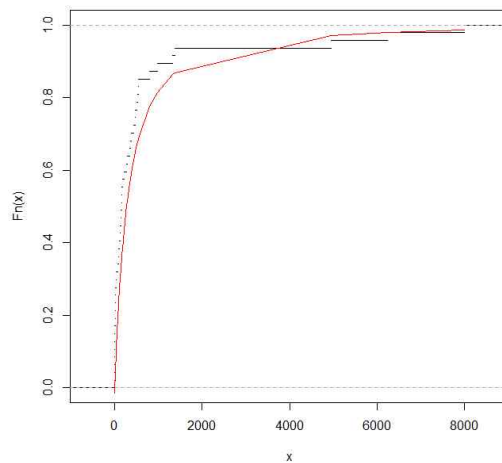
<3-b> u 에 대한 모수 추정치

자료에 잘 어울리는 분포를 선정했는지를 판별하는데 사용하는 수단에는 QQ-플롯과 확률분포 그래프 등이 있다. <그림 4-a>의 QQ-플롯 안에 그려진 직선은 일반화된 파레토분포를 기준으로 삼는다는 뜻이다. 일반화된 파레토분포에 대비된 실제 자료는 대략적으로 그 직선으로 잘 설명되고 있다. <그림 4-b>에는 임계치 15(즉, 150억원)를 초과하는 극단치에 대해 일반화된 파레토 확률분포를 근사시킨 결과를 제시한다.

<그림 4> QQ-플롯과 GP 확률분포함수



<그림 4-a> QQ-플롯



<그림 4-b> GP 확률분포함수

4. 재보험료 계산

태풍피해액은 원수보험사가 피해 발생 시 지급해야할 총보험금이 아니다. 하지만 이론적 논의를 위한 가정으로서 태풍피해액을 총보험금으로 간주할 수 있다. 그런 가정은 태풍 피해를 입은 모든 사람들이 보험에 가입했다는 전제 위에서 가능한 논리이다.

초과손해율 국가재보험을 고려한다는 것은, 예를 들어, 원수보험사의 손해율 200%에 해당하는 총보험금(즉, 태풍피해액)이 1조원일 때, 그 금액을 초과하는 손해액에 대해서는 국가가 책임을 진다는 뜻이다. 따라서, 원보험사의 보유한도액이 증가할수록 국가재보험의 순보험료는 감소하게 된다.

순보험료를 추정하기 위해서 먼저 일반화된 파레토분포를 적용하여 최우추정법을 통해 해당 모수를 추정한다. 그런 다음, 보유한도액(R)을 식 (9)에 대입하여 보상한도액별 순보험료를 계산한다. <표 4>는 순보험료 계산 결과를 보여주고 있다.

<표 4> 국가재보험 순보험료 분석 결과

(단위: 십억원)

| 보유한도액(R) | GP 순보험료 ¹⁾ |
|----------|-----------------------|
| 500 | 584.7 |
| 1,000 | 492.0 |
| 2,000 | 398.6 |
| 3,000 | 347.9 |
| 4,000 | 314.6 |
| 6,000 | 271.8 |
| 8,000 | 244.4 |

주 : 태풍피해액을 보험지급액으로 간주하여 초과손해율 재보험료를 계산한 것임.

5. 결론 및 한계점

향후 태풍 등으로 인한 거대위험의 발생 가능성이 점차 증가할 것으로 예상되

는 상황에서 국가재보험 제도의 도입을 신중히 검토할 필요가 있을 것으로 판단된다. 이에 극단치이론을 이용하여 태풍피해액을 보험금으로 간주하여 고액 손해 구간에 대한 순보험료를 산정해 보았다.

주어진 자료에 적합한 모수 모형을 찾기 위해 우측으로 기울어진 다양한 확률 분포함수를 고려한 결과 일반화된 파레토분포가 적절한 것으로 드러났다. 선정된 임계치(즉, 15)를 초과하는 극단치에 대해 순보험료를 계산한 결과 원보험사의 보유한도액 증가에 따라 순보험료 규모가 감소하여 보험실무와도 부합하는 것으로 나타난다.

본 논문의 한계점으로는 첫째, 태풍피해액 자료의 불완전한 전환이다. 기존 연구들에서는 원자료를 Pielke et al.(1998)에 따라 인플레이션, 인구 변화, 그리고 국부를 고려하고 있으나 본 논문에서는 인플레이션만을 반영했다. 그 이유는 국부 측정 자료가 1970년 이후부터 활용가능하기 때문이다. 둘째, 모의실험 결과와의 비교가 이루어지지 않았다는 점이다. 이는 추가적인 작업이 이루어져야 할 부분이다.

<참고 문헌>

기상청 (2011), 태풍백서, p.30

김무환·권순일 (2016), 화재보험 손해액에 대한 극단치이론과 재보험전략, 리스크관리연구 제27권 제4호, pp.57-88.

신동호 (2005), 자연재해위험의 위험분산과 정부의 역할에 대한 연구, 보험개발연구 제16권 제2호, pp.49-74.

이근창·조재훈 (2016), 환경책임보험의 Stop-Loss 재보험료 추정, 리스크관리연구 제27권 제3호, pp.67-91.

이진수·김미혜 (2014), 재해보험의 운영에 있어서 개선방안에 대한 소고, 서강법률논총 제4권 제2호, pp.31-64.

차재형·이재원(2000), 손해액 분포에 결정에 따른 보험료 산출, 응용통계연구 제13권 2호, pp.247-263.

Balkema, A.A. and de Haan, L. (1974). Residual life time at great age. *Annals of Probability*, Vol 2, pp.792-804.

Beirlant, J, G. Matthys, and G. Dierckx (2001), Heavy-Tailed Distributions and Rating, *Astin Bulletin*, Vol 31, no.1, pp.37-58.

Beirlant, J, Y. Goegebeur, J. Segers, and J. Teugels (2004), Statistics of Extremes : Theory and Applications, John Wiley & Sons: Chichester.

Colesm, S (2001), An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values, Springer: Bristol(UK)

Dey, A.K and K.P Das (2016), Modeling Extreme Hurricane Damage Using the Generalized Pareto Distribution, *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, Vol135, no.1, pp.55-66.

- Katz, R.W (2002), Stochastic Modeling of Hurricane Damage, *Journal of Applied Meteorology*, Vol41, pp.754–762.
- McNeil, A.J. (1997), Estimating the tails of loss severity distributions using extreme value theory, *Astin Bulletin*, Vol 27, no.1, pp.117–137.
- Pielke, R.A, and C.W. Landsea(1998), Normalized hurricane damage in the United States : 1920–95, *Weather Forecasting*, Vol.13, pp.621–631.
- Shehi, Enkeleda and Aranit Muja (2015), An Application of EVT, GPD and POT Methods in the Albanian Insurance Market, *Academic Journal of Business, Administration, Law and Social Sciences*, Vol1 no.1, pp.29–39.
- Yue, H, Zhang Li, Shen Li-jie, and Gao Li-ya (2016). EVT and Its Application to Pricing of Catastrophe (Typhoon) Reinsurance, *American Journal of Applied Mathematics*, Vol 4 no.2, pp.105–109.