

# 비매개변수적 모의발생기법과 지역가중다항식을 이용한 태풍의 극치강우량 평가

## Evaluation of Extreme Rainfall based on Typhoon using Nonparametric Monte Carlo Simulation and Locally Weighted Polynomial Regression

오태석\* · 문영일\*\* · 전시영\*\*\* · 권현한\*\*\*\*

Oh, Tae-Suk · Moon, Young-Il · Chun, Si-Young · Kwon, Hyun-Han

### Abstract

Typhoons occurred in the tropical Pacific region, these might be affected the Korea moving toward north. The strong winds and the heavy rains by the typhoons caused a natural disaster in Korea. In the research, the heavy rainfall events based on typhoons were evaluated quantitative through various statistical techniques. First, probability precipitation and typhoon probability precipitation were compared using frequency analysis. Second, EST probability precipitation was calculated by Empirical Simulation Techniques (EST). Third, NL probability precipitation was estimated by coupled Nonparametric monte carlo simulation and Locally weighted polynomial regression. At the analysis results, the typhoons can be effected Gangneung and Mokpo stations more than other stations. Conversely, the typhoons can be effected Seoul and Inchen stations less than other stations. Also, EST and NL probability precipitation were estimated by the long-term simulation using observed data. Consequently, major hydrologic structures and regions where received the big typhoons impact should be review necessary. Also, EST and NL techniques can be used for climate change by the global warming. Because, these techniques used the relationship between the heavy rainfall events and the typhoons characteristics.

**Keywords** : typhoon, frequency analysis, probability precipitation, nonparametric monte carlo simulation, locally weighted polynomial regression

### 요 지

태풍은 열대태평양 지역에서 발생하여 북상하면서 우리나라에 영향을 끼치게 되며, 태풍이 우리나라를 지나면서 강풍과 호우를 통하여 자연재해를 유발시키게 된다. 따라서 본 연구에서는 태풍으로 인해 발생하는 호우 사상을 여러 통계적 기법을 통해 정량적으로 평가하였다. 첫 번째로 빈도해석을 통해 확률강우량과 태풍 확률강우량을 산정하여 비교하였다. 두 번째로 미공병단에서 개발한 EST 기법을 통해 태풍의 극치강우량을 평가하여 EST 확률강우량을 산정하였다. 마지막으로 비매개변수적 모의발생기법과 지역가중다항식을 결합하여 태풍에 의한 NL 확률강우량을 추정하였다. 분석결과에서 대상지점 중에서 강릉과 목포는 태풍의 영향을 다른 지점에 비해 많이 받으며, 서울과 인천은 태풍에 의한 호우의 영향이 미비한 것으로 나타났다. 또한, EST 확률강우량과 NL 확률강우량은 관측 자료를 이용하여 장기간의 모의를 통하여 quantile을 산정하므로 주요 수공구조물과 태풍의 영향이 큰 지역에서는 이를 검토할 필요성이 있으며, 태풍특성인자의 모의를 통하여 강우량을 평가하므로 지구온난화 등에 따른 기후변화의 영향에 대한 연구에 활용 할 수 있다.

**핵심용어** : 태풍, 빈도해석, 확률강우량, 비매개변수적 모의발생, 지역가중다항식

### 1. 서 론

태풍은 거의 매년 우리나라를 내습하여 막대한 피해를 유발시키는 주요한 재해유발인자 중의 하나이다. 강한 폭풍우를 동반하고 중심 부근의 최대풍속이 17 m/s 이상인 열대성저기압은 발생지역에 따라서 태풍(typhoon), 허리케인

(hurricane), 사이클론(cyclone), 윌리윌리(willy-willy) 등으로 불린다. 이 중에서 북태평양 서부에서 발생하여 우리나라와 일본 등에 영향을 미치는 열대성 저기압을 태풍(typhoon)이라 한다.

적도지방에서 발달한 열대성저기압인 태풍은 우리나라에 영향을 끼치며, 강풍과 호우를 유발시킴으로써 자연재해를

\*서울시립대학교 공과대학 토목공학과 박사후 과정 (E-mail : taesuk79@gmail.com)

\*\*정희원 · 교신저자 · 서울시립대학교 공과대학 토목공학과 교수 (E-mail : ymoon@uos.ac.kr)

\*\*\*정희원 · 원광대학교 도시건축토목공학부 교수 (E-mail : chunsiyoung@wonkwang.ac.kr)

\*\*\*\*한국건설기술연구원 수자원연구실 선임연구원 (E-mail : hkwon@kict.re.kr)

불러일으킨다. 소방방재청에 의하면, 1904년부터 2004년 사이에 우리나라에 영향을 끼친 태풍에 의해 발생한 일최대강우량은 2002년의 태풍 'RUSA'에 의해 강릉 지점의 870.5 mm이며, 태풍통과시에 발생한 일최대강수량의 순위별로 10개 중 7개가 1990년대 이후에 발생한 것으로 나타났다. 인명피해는 1936년에 발생한 태풍 '3693호'에 의한 1,232명이며, 최다인명피해순으로 10개 중에 6개가 1950년 이전에 발생한 태풍에 의한 것으로 조사되었다. 그러나 태풍에 의한 재산피해가 가장 극심한 10개 태풍 순으로 보면, 10개 중 8개가 1990년대 이후에 발생한 태풍에 의한 결과로 2002년 태풍 'RUSA'에 의해 5조원 이상의 재산피해가 발생하였다. 따라서 태풍에 의한 인명피해는 현대에 올수록 수공구조물에 대한 투자 등에 의해 감소하고 있으나 재산피해는 증가하고 있으며, 태풍에 의한 최대강우량도 과거에 비해 증가하였다(오태석 등, 2008).

우리나라에 영향을 끼친 태풍에 관한 기존의 문헌은 주로 태풍의 경로와 태풍피해(김남원 등, 2002; 김남원 등, 2004, 이미선 등, 2005)에 초점이 맞추어져 있는 것으로 나타났다. 백희정 등(1999)은 1945년부터 1999년까지의 53개년의 자료를 이용하여 태풍에 의한 한반도의 기후학적 특성을 분석하여, 최대풍속이 50 m/s를 상회하는 태풍이 8월말에서 9월초에 많이 발생한다고 밝혔다. 또한, 태풍에 대한 해수면온도 변동의 영향을 분석하여 1973년 이후에 발생하고 있는 강력한 태풍은 중동 태평양 해수면온도와 밀접한 관련이 있는 것으로 분석하였다. 홍일표(2003)는 UN/ESCAP(United Nations Economic and Social Commission for Asia and Pacific)의 태풍 위원회(typhoon committee)를 소개하고, 여기에 소속된 국가별로 수행하고 있는 태풍 관련 프로젝트에 대해 조사하였다. 오태석 등(2007)은 태풍과 집중호우로 인한 시간강우량의 특성을 연최대시간강우량과 비교·분석하였다. Scheffner 등(1996, 1999)은 태풍으로 인한 해일과 연안침식 등을 평가할 수 있는 EST(Empirical Simulation Technique) 기법이 개발하였으며, 이순철 등(2005)에 의해 우리나라의 6개 지점을 대상으로 일최대강우량과 최대풍속에 대하여 태풍의 위험성을 EST 기법을 통해 평가하였고, 오태석 등(2008)은 우리나라 61개 지점의 태풍으로 인한 시간강수량의 특성을 EST 기법을 통해 평가하였다.

태풍은 우리나라를 비정기적으로 내습하여 수문재해를 유발시키고 있다. 그러나 태풍 사상에 대한 기존의 연구는 태풍이 갖고 있는 물리적 특성, 태풍의 영향 및 경로에 대한 평가가 주를 이루고 있다. 따라서 태풍에 의해 발생하는 극한강우량의 특성을 분석하여 이를 수공구조물에 반영한다면, 태풍에 의해 발생하는 홍수피해를 저감시킬 수 있는 것으로 생각 된다.

본 연구에서는 우리나라에 내습하여 막대한 피해를 유발시키고 있는 태풍사상에 의한 강우량을 정량적으로 평가하였다. 우리나라에 영향을 끼치는 태풍 사상은 기상청에서 발표하고 있는 기준인 북위 32°~40°, 동경 120°~138°의 범위 내에 태풍의 중심이 도달한 경우로 한정하였다. 첫 번째로 수문극치자료계열의 분석에 가장 많이 이용되고 있는 빈도 해석을 통하여 확률강우량을 산정하였으며, 두 번째로 Scheffner 등(1996, 1999)에 의해 제안된 EST 기법을 통해

태풍을 평가하였다. 마지막으로 비매개변수적 모의발생을 통하여 태풍의 물리적 인자를 모의하고, 지역가중다항식을 통해 강우량을 추정함으로써 태풍에 의한 강우량을 분석하였다.

## 2. 연구의 이론

본 연구에서는 태풍으로 인한 극치강우의 분석을 위하여 매개변수적 지점빈도해석, Empirical Simulation Technique, 비매개변수적 모의발생 및 지역가중다항식을 이용하였다.

### 2.1 매개변수적 지점빈도해석

일반적으로 매개변수적 지점빈도해석을 이용하여 확률강우량을 산정하는 절차는 다음과 같다. 첫째로, 대상지점의 실측된 강우량으로 연최대치, 또는 연초과치의 강우량을 선정한다. 이러한 자료는 빈도해석을 위한 기초자료로 사용된다. 둘째로, 추출된 강우자료에 대한 통계적 특성을 파악하기 위해서 기본적인 통계값이라 할 수 있는 평균, 표준편차, 왜곡도 계수, 첨예도 계수 등을 계산하고, 대상자료를 도시하여 시간별 크기 및 변화추이를 파악, 자료의 무작위성을 검토한다. 셋째로, 빈도해석에 사용할 확률분포형을 선정한다. 확률분포형은 분포군에 따라 Normal family, Gamma family, Extreme Value family, Wakeby family 등으로 나누어진다. Normal 분포군에는 정규분포, 2변수 대수정규분포, 3변수 대수정규분포 등이 있고, Gamma 분포군에는 Exponential분포, 2변수 Gamma분포, Pearson type III분포, Log-Pearson type III분포 등이 있으며 Extreme Value 분포군에는 EVI(gumbel) 분포, GEV, Weibull분포가 있다. 또한, Wakeby 분포군에는 5변수 Wakeby분포와 4변수 Wakeby분포가 있다. 넷째로, 대상자료에 확률분포형을 적용하여 매개변수를 추정하는 단계이다. 확률분포의 매개변수(parameters)를 추정하기 위해 사용하는 일반적인 방법은 여러 가지가 있으며 많이 쓰이는 방법으로는 모멘트법과 최우도법, 그리고 확률가중모멘트법이 이용된다. 다섯째로, 대상자료에 선정된 확률분포형을 적용하여 구해진 매개변수 추정값이 선정된 확률분포형의 확률변수나 매개변수가 일정한 조건을 만족하는가를 판단하는 것이다. 이를 적합도검정이라 하며, 적합도검정에는 대표적으로 검정, K-S 검정, CVM 검정, PPCC 검정이 있다. 여섯째로, 적합도 검정결과를 바탕으로 대상지점의 강우자료에 가장 적합한 최적 확률분포형을 선정하여 확률강우량을 산정한다(Hann, 2002).

### 2.2 Empirical Simulation Technique

EST(Empirical Simulation Technique)는 미공병단(U.S. army corps of engineers, Washington, DC)에서 1990년대 초에 태풍과 관련된 수공구조물의 설계시에 기존에 적용하던 빈도해석을 통한 설계폭풍(design storm)의 개념에서 해당 빈도의 평균치와 이에 대한 오차(error)와 불확실성(uncertainty)을 함께 적용하기 위해서 개발된 방법이다.

EST 기법은 위험도 해석(risk analysis)과 연계하여 빈도해석(frequency analysis)과 오차해석(error analysis)을 다중수명-주기 모의를 수행하는 방법으로 태풍의 매개변수가 상호 독립적이지 못하고 때때로 비선형적인 상관관계를 가지

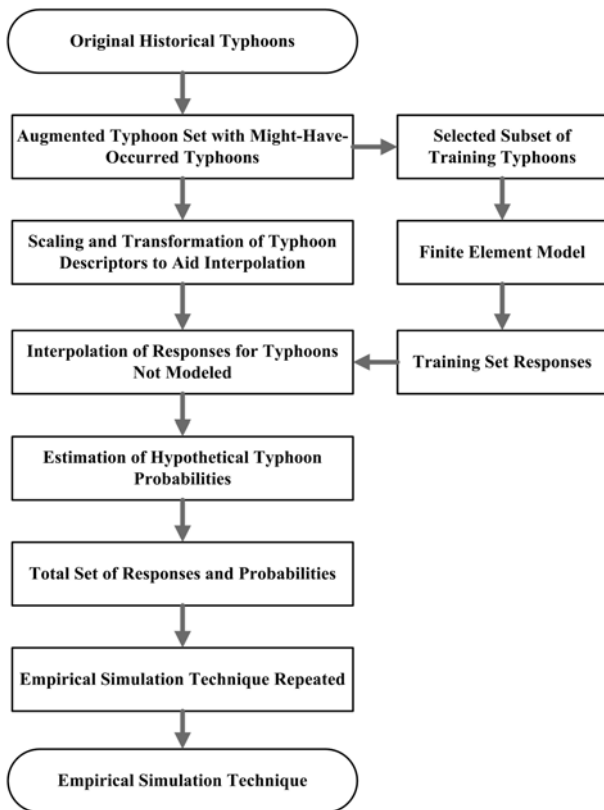


그림 1. Empirical Simulation Technique의 흐름도

므로, 기존의 JPM(Joint Probability Method) 기법을 보완하기 위해 개발되었다. 따라서 EST 기법에 의한 빈도해석은 고정된 매개변수들의 상호 관계에 의존하지 않으며 매개변수의 독립성을 가정하지 않는 비매개변수적인 ‘Distribution free’ 기법이라고 할 수 있다. EST 기법은 한정된 크기의 데이터베이스(database)를 활용하여 보다 큰 데이터베이스를 생성시키는 무작위 추출 방법인 ‘Bootstrap’ 기법에 기초하고 있다. Bootstrap 기법은 자료의 재추출(resampling)과 반환(replacement), 내삽(interpolation) 및 연속평활화 방법(subsequent smoothing technique)을 의미한다. EST 기법의 유일한 가정은 미래에 발생할 사상(future events)의 크기와 빈도는 과거에 발생한 과거에 발생한 사상(past events)과 통계적으로 유사성을 가져야 한다는 것이다. EST 기법은 특정한 장소에 영향을 주는 과거 사상의 분석으로부터 시작한다. 데이터베이스로부터 선택된 사상의 특징과 영향을 변수화하여 태풍의 입력벡터(input vectors)로 활용하게 된다. 응답벡터(response vectors)는 범람이나 해안선 및 사구의 침식과 같은 태풍에 연관된 영향으로 정의되게 된다. 이러한 입력벡터와 응답벡터는 태풍 사상의 수명 주기 모의(life-cycle simulations)를 생성시키는 기초로 활용된다. EST 기법에 의한 모의는 이러한 입력벡터와 응답벡터들간의 상호 관계에 의해 추정되는 값으로 Scheffner 등(1996)와 이순철 등(2005)에 자세히 설명되어 있으므로 그림 1과 같은 EST 기법의 흐름도를 제시하였다. 그림 1은 Scheffner 등(1999)에 제시된 내용을 본 연구에 맞게 보완하여 나타내었다.

### 2.3 비매개변수적 모의발생과 지역가중다항식

#### 2.3.1 비매개변수적 모의발생

비매개변수적 모의발생기법을 이용하여 태풍의 물리적 특

성 자료를 모의발생하였다. 모의발생을 위해서는 분석대상자료의 확률분포형을 결정하고 난수[0, 1] 발생을 통해 quantile을 추정하게 된다. 비매개변수적 모의발생 기법은 핵밀도함수를 이용하여 확률분포형을 추정하게 되는데, 본 연구에서는 Breiman 등(1977)은 고정 핵밀도함수 추정법(Rosenblatt, 1956)의 특성과 자료의 지역적인 밀도를 고려하는 k Nearest Neighbor방법을 결합한 변동 핵밀도함수 추정법을 이용하였다. 변동 핵밀도함수 추정법은 고정 핵밀도함수 추정법과 유사한 방식으로 자료가 발생된 위치에 놓이는 핵함수의 폭이 자료의 밀도에 따라 변한다.

$K(x)$ 를 핵함수라 하고  $k$ 를 양의 정수로 놓고,  $d_{j,k}$ 를  $n$ 개의 자료  $x_j$ 에서 그 나머지 자료  $(n-1)$ 개 중에서  $k$ 번째로 가까운 지점에 있는 자료까지의 거리라 하자. 그러면, 변동 핵밀도함수 추정법은 다음 식 (1)과 같이 정의된다.

$$f(x) = \frac{1}{nh} \int \frac{1}{d_{j,k}} K\left(\frac{x-X_j}{hd_{j,k}}\right) dx \quad (1)$$

여기서  $hd_{j,k}$ 는 양의 변동 광역폭이다. 자료의 분포가 적은 낮은 밀도지역에서  $d_{j,k}$ 의 값은 커지고 변동핵함수의 모양은 넓게 퍼지게 되며, 자료의 분포가 많은 높은 밀도지역에서는 그 반대현상이 일어나 변동 핵함수는 좁게 밀착된 형태를 가지게 된다. Bowman(1985), Moon과 Lall(1994)은 변동 핵밀도함수 추정법이 밀도함수의 꼬리 부분과 같은 최빈값 추정이나 자료가 비대칭 분포일 때 장점이 많다는 것을 보여 주었다. 변동 핵밀도함수 추정법의 일관성과 수렴성은 Devroye과 Györfi(1985)에 의해 평가되었다. 본 연구에서는 변동 핵밀도함수인 Modified Cauchy 핵함수(차영일 등, 2006)를 이용하여 지점빈도해석을 수행하였다. 다음 식 (2)는 각각 Modified Cauchy 핵함수의 확률밀도함수이다.

$$f(x) = \frac{8}{3\sqrt{5}\pi(1+x^2/5)^3} \quad (2)$$

비매개변수적 핵밀도함수 방법에서 광역폭  $h$ 의 선택은 매우 중요한 문제로 다루어져 왔다. 지금까지의 광역폭을 선택하는 방법은 Maximum Likelihood, Least Squares Cross Validation 또는 Adamowski Criterion, Breiman Method (Adamowski, 1985; Lall 등, 1993; Moon 등, 1994), Plug-In 등이 있다. 본 연구에서 핵밀도함수의 광역폭을 결정하는 방법은 Plug In의 개념으로 Woodroffe(1970) 행해진 많은 연구가 진행되어 왔다. 이 이론의 가장 난해한 점은 기준이 되는 추정 광역폭을 결정하는 것이며 이러한 문제를 해결하기 방법은 Sheather(1986)가 제안하였고, Sheather와 Jones(1991)에 의해 다음과 같은 식 (3)으로 제시되었다.

$$h = \left[ \frac{R(K)}{nR(\hat{f}_g''(h)) \left( \int x^2 K(x) dx \right)^2} \right] \quad (3)$$

여기서,  $R(\phi) = \int \phi^2(x) dx$ 를 의미하며 즉,  $\int x^2 K = \int x^2 K(x) dx$ 를 뜻한다.

#### 2.3.2 지역가중다항식

태풍의 물리적 특성 자료와 강우량과의 회귀관계는 지역가중다항식(locally weighted polynomial regression)을 통하여 설정하였다. 지역가중다항식을 이용한 회귀분석은 독립변수

와 종속변수 사이에 비선형적인 관계가 있을 경우에는 변수 변환(prior transform)을 통해 원변수를 다항식 형태로 바꾸어 회귀식을 유도하게 된다. 지역가중다항식은 Loader (1999), Muller(1987), Lejeune(1985), Hastie와 Loader(1993), Fan과 Gijbels(1992)에 의해 가중이동평균을 이용한 비매개 변수적 회귀분석(kernel regression)의 일반화가 이루어졌다. 본 연구에서의 비매개변수적 회귀분석은 Cleveland와 Devlin(1988)에 의해 제시된 방법을 이용하였으며, 일반적인 이론은 Wand와 Jones(1995)에 설명되어 있다. 일반적으로 local polynomial 회귀분석은 k-nearest neighbor 기법에 의해 추정된다.

기본원리는 함수  $f(\cdot)$ 를 추정에서부터 식 (4)의 일반적인 매개변수적 회귀분석과 차이점을 가지고 있다. k-nearest neighborhood에 의해  $y_i = x_i^*(i=1, 2, \dots, n)$ 에 따라  $x$ 를 추정할 수 있다.  $x_i^*$ 의  $i=1, 2, \dots, n$ 는 원자료  $x^*$ 를 오름차순으로 정렬한 것이다. 여기서 추정된 함수  $f$ 는 newton-taylor 함수 식으로 정리할 수 있다.

$$f(x) = f[x_1^*] + f[x_1^*, x_2^*](x-x_1^*) + \dots + f[x_1^*, x_2^*, \dots, x_k^*](x-x_1^*) \cdot (x-x_2^*) \dots (x-x_{k-1}^*) + f^{(k)}(\zeta)(x-x_1^*) \dots (x-x_{k-1}^*) \cdot (x-x_k^*)/k! \quad (4)$$

$$= p_x(x) + f^{(k)}(\zeta)(x-x_1^*) \dots (x-x_k^*)/k!$$

여기서,  $x$ 는 추정하고자 하는 추정치이며  $\zeta$ 는  $(x_1^*, x_2^*, \dots, x_k^*)$  사이에서 내삽한 값을 의미한다.  $f[x_1^*, x_2^*, \dots, x_k^*]$ 는 관측 자료인  $(x_1^*, x_2^*, \dots, x_k^*)$ 에 맞는  $f(\cdot)$ 인  $f(x_1), f(x_2), \dots, f(x_j)$ 의  $j-1$ 차원의 다항식을 의미한다.  $\zeta$ 는 일반적으로 미지 값이나, 평활화 과정을 통해 추정할 수 있다. 또한, 관측된 개체의 개수가 적다면,  $f(\cdot)$ 는 평활화 과정을 통한 국부적인  $C^k$  평활자(smooth)로 추정할 수 있으며, 관측치의 최댓값보다 큰 값이 요구될 때에는 k-차원의 다항식을 통해  $p_k(x)$ 는  $f(x)$ 를 통해 추정할 수 있다.

지역가중다항식(locally weighted polynomial regression)을 이용하여 행렬  $(n \times M)$ 을 갖는  $X$ 로 설명할 수 있는  $x_i^*$ ,  $i=1, 2, \dots, m$ 을 통해 행렬  $(n \times 1)$ 을 갖는 응답 벡터인  $y$ 를 추정하기 위해서는 아래의 식 (5)을 만족하여야 한다.

$$\min_{\beta_l} (y_l - Z_l \beta_l)^T W_l (y_l - Z_l \beta_l) \quad (5)$$

여기서, 아래첨자  $l$ 은 평가된  $x_i^*$ 로부터 결합된 요소를 의미한다.  $\beta_l$ 은  $Z$ 로부터 유도된 계수들(coefficients)을 나타내며,  $Z$ 은  $p$ -차원을 갖는 행렬  $X$ 에 의한 다항식의 확장을 통해 유도된다.  $W_l$ 은  $k \times k$  차원을 갖는 대각항의 가중 행렬로써 다음과 같은 요소를 내재하고 있다.

$$w_{ii,l} = K(u_{i,l}) / \sum_{j=1}^k K(u_{j,l}) \text{이며, } u_{i,l} = d_{i,l} / d_{k,l} \text{이다.}$$

$d_{i,l}$ 은 행렬에서 사용되는  $x_i^*$ 로부터  $x_j^*$ 까지의 거리를 나타낸다. 그리고  $K(\cdot)$ 는 가중함수(weight function)이다.

지역가중다항식(locally weighted polynomial regression)은 다항식의 차수( $p$ ) 결정과 nearest neighbors 기법에서 값의 결정은 매우 중요한 의미를 갖는다. 본 연구에서는  $p$ 와  $k$ 값의 추정을 위해서 평균제곱오차(mean square error)가 영(zero)에 수렴하도록 하였다. 평균제곱오차( $P(f)$ )를 산정하는 방법이 갖는 다양성으로 인해 평균제곱오차의 계산방법은 여

러 문헌에서 제안되고 있다. Cleveland와 Devlin(1988)은 local polynomial regression에서  $C_p$ 를 고려한 평균제곱오차의 산정방법을 제시하였다. Li(1985)는 MSC(Mean Square Error), OCV(Ordinary Cross Validation), GCV(Generalized Cross Validation), FPE(Finite Prediction Error), AIC(Akaike Information Criteria) 및 BIC(Bayesian Information Criteria)의 이론적 토대를 마련하였다. 이 중에서 GCV는 Craven과 Wahba(1979)에 의해 제안되었으며, Hardle(1984; 1989)에 의해 발전되었다. GCV의 정의는 다음의 식 (6)과 같다.

$$GCV(\hat{f}) = \frac{MSE(\hat{f})}{(n^{-1} \text{tr}[I-H])^2} \quad (6)$$

매개변수 추정에 있어  $GCV(\hat{f})$ 를 이용한 국부 추정방법과 모든 관측 자료를 이용한 Global  $GCV(\hat{f})$ 를 이용하였다. 각 관측점을  $x_i$ 라고 한다면,

$$GGCV(\hat{f}) = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2/n}{\left(1 - \sum_{i=1}^n h_{ii}/n\right)^2} \quad (7)$$

여기서,  $h_{ii} = z_i^T (Z_i^T W_i Z_i)^{-1} z_i w_{ii,i}$  이고,  $z_i$ 는 k-nearest neighbors의 관측치  $x_i$ 에 대응하는  $n_p$  로부터 유도된다.  $W_i$ 는  $z_i$ 의 추정을 위한 가중행렬(weighted matrix)이며,  $w_{ii,i}$ 는  $z_i$ 에 가중치를 적용한 결과이다. 또한,  $e_i = y_i - \hat{f}(x_i)$ 를 의미한다. 적절한 값을 갖는  $k$ 와  $p$ 를 추정하기 위해서는 식 (7)에서 제시한 GGCV가 최소가 되도록  $k$ 와  $p$ 를 조합하여 수치연산을 수행하여야 한다. 그러나 원자료가 갖는 변동이 크고, 잔차가 원자료의 범위보다 클 경우에는 국부적인 점추정을 이용하여야 한다. 따라서 이와 같은 경우에는 local regression에서 구성된 추정치의 자료를 직접적으로 이용할 수밖에 없다. 이를 국부적인(local) GCV라 한다. Local Generalized Cross Validation(LGCV)은 관측점  $x_i^*$ 와 대응되는 가중행렬인  $W_i$ 를 이용하여 회귀식으로 인해 발생하는 오차( $e_{i,l}$ )가 최소가 되도록 한다. 이 경우에는 행렬  $H$ 가  $n_p'$ 를 내포하게 된다. 따라서 회귀계수값들은 고정되며 LGCV는 다음의 식 (8)을 통해 표현할 수 있다.

$$LGCV_l(\hat{f}) = \frac{e_l^T W_l e_l}{((k-n_p')/k)^2} \quad (8)$$

식 (8)을 이용하여 local regression에서 LGCV값을 최소화함으로써 적절한  $k$ 와  $p$ 를 계산할 수 있다. 또한, Stuart와 Ord(1991)에 따르면, 신뢰구간(confidence intervals)은 각 추정치인  $\hat{f}(x_i)$ 의 국부 오차가 갖는 분산인  $s_{e_i}^2$ 을 추정함으로써 계산할 수 있다.

$$\hat{f}(x_i)_{ap} = \hat{f}(x_i) \pm t_{k-n_p', 1-\alpha/2} \times s_{e_i} \quad (9)$$

여기서,  $t_{k-n_p', 1-\alpha/2}$ 는  $(k-n_p')$ 의 단위도를 갖고, 유의수준이  $\alpha$ 인 Student의 t 분포의 변량이다.

위와 같은 방법으로 모의발생하여 추정된 강우량은 모의 set별로 최적분포형으로 선정된 gumbel 분포형을 통해 각각의 확률강우량을 재현기간별로 추정하여 평균과 표준편차 등을 계산하였다.

### 3. 분석 대상 자료의 선정

기상청에서는 태풍백서(1996)와 기상연보(1997~2005)에서 우리나라에 영향을 끼친 태풍 사상을 발표하고 있다. 우리나라에 영향을 끼친 태풍에 대한 정의는 기상청(1996)에 따르면 태풍의 중심이 북위 32°~40°, 동경 120°~138°의 범위 내에 도달한 사상을 의미하여, 태풍의 중심이 북위 40°, 동경 110°~150°밖으로 벗어난 경우에는 사멸한 것으로 간주하였다. 따라서 본 연구에서는 태풍의 중심이 우리나라에 영향을 끼치는 범위에 도달한 143개 사상(1961~2005년)을 분석 대상으로 선정하였다. 태풍으로 인해 발생한 강우량을 평가하기 위한 강우관측소는 강릉, 서울, 인천, 대구, 광주, 부산, 목포 및 제주 지점의 기상청에서 관측하는 시간강우량 자료를 이용하였다. 또한, 분석대상 지점의 위치와 높이를 표 1에 제시하였다.

표 1에 나타난 것과 같이 분석대상지점은 총 8개 지점이며, 모두 1961년부터 관측된 시간강우량 자료가 구축되어 있다. 분석대상자료는 첫 번째로 8개 지점에 관측된 시간강우량 자료를 이용하여 지속시간 24시간의 연최대치 시간강우량 자료를 추출하였다. 두 번째로 태풍에 의한 시간최대강우량을 추출하기 위하여 우리나라에 영향을 준 143개 태풍 사상에 대한 자료인 발생연도, 월, 일, 시간과 태풍등급, 태풍의 중심위치(경도와 위도), 해수면기압 자료를 태풍연구센터(<http://www.typhoon.or.kr/>)에서 확보하였다. 이 자료를 활용하여 태풍의 중심이 북위 32°~40°, 동경 120°~138°의 범위 내에 있는 동안에 강우관측소에서 발생한 24시간 최대강우량 자료를 추출하여, 동일시간의 태풍의 물리적 특성자료를 구축하였다. 태풍의 물리적 특성자료는 태풍의 발생 월, 태풍등급, 태풍중심의 위도와 경도, 해수면기압(태풍연구센터 자료) 및 해수면온도(Smith 등, 2004)이다. 표 2는 강릉 지

점에서 태풍에 의해 발생한 24시간 최대강우량과 동일 시간의 태풍의 물리적 특성자료를 정리한 결과로 143개 태풍 사상 중에서 몇몇 태풍에 대한 결과만을 나타낸 것이다.

### 4. 태풍으로 인한 극치강우특성 분석 결과

본 연구에서는 태풍에 의하여 발생한 극치강우량을 빈도해석, EST 기법 및 비매개변수적 모의발생과 지역가중다항식을 결합한 기법을 통해 추정하여 비교·분석하였다. 여러 기법을 통하여 확률강우량을 산정하여 비교하였으므로 기법에 따라 확률강우량의 명칭을 다음의 같이 정리하였다. 첫 번째로 빈도해석에 의해 산정한 확률강우량은 분석대상자료에 따라 구분하였다. 강우관측소의 연최대치 시간강우량을 이용한 분석 결과는 ‘확률강우량’, 태풍 사상에 의해 발생한 시간최대강우량을 이용한 분석결과는 ‘태풍 확률강우량’으로 하였다. 두 번째로 EST(Empirical Simulation Technique) 기법에 의해 산정한 확률강우량은 ‘EST 확률강우량’으로 하였다. 마지막으로 비매개변수적 모의발생(Nonparametric monte carlo simulation)과 지역가중다항식(Locally weighted polynomial regression)을 이용하여 추정한 확률강우량은 ‘NL 확률강우량’으로 명칭 하였다.

#### 4.1 매개변수적 지점빈도해석을 이용한 확률강우량 추정

분석대상지점에서 관측된 시간강우량 자료를 이용하여 추출한 지속시간 24시간의 연최대시간강우량과 태풍이 우리나라에 영향을 주는 기간 동안에 발생한 시간최대강우량 자료를 이용하여 빈도해석을 수행하였다. 1961~2005년까지 발생한 143개 태풍 중에서 24시간 최대강우량이 발생한 45개 자료를 추출하여 분석에 적용하였다. 이는 태풍이 우리나라에 영향을 끼치는 시간이 24시간 미만인 경우도 있으며, 관

표 1. 분석 대상 강우관측소

강우관측소		북위(N)	동경(E)	해발높이(m)	지상높이(m)	관측개시
105	강릉	37° 45'	128° 54'	26.5	0.5	1961
108	서울	37° 34'	126° 58'	86.0	0.5	1961
112	인천	37° 28'	126° 38'	68.9	0.5	1961
143	대구	35° 53'	128° 37'	57.6	0.6	1961
156	광주	35° 10'	126° 54'	70.5	0.6	1961
159	부산	35° 06'	129° 02'	69.2	0.6	1961
165	목포	34° 49'	126° 23'	37.4	0.6	1961
184	제주	33° 31'	126° 32'	20.0	0.5	1961

표 2. 태풍의 물리적 특성인자와 24시간 최대강우량 자료

태풍번호	월	등급	위도	경도	중심기압	해수면온도	강우량(mm)
6110	8	6.38	37.03	127.82	997.96	25.99	29.7
6123	10	6.12	35.20	128.17	999.20	21.37	33.7
6209	8	9.00	34.93	124.59	976.00	25.14	37.0
6305	7	6.00	37.12	126.10	1000.85	23.08	7.9
6309	8	3.38	37.17	132.10	993.92	25.31	153.8
:	:	:	:	:	:	:	:
0415	8	4.88	36.30	131.08	970.83	25.58	242.0

표 3. 24시간 연최대시간강우량 자료를 이용한 확률강우량

재현기간	강릉	서울	인천	대구	광주	부산	목포	제주
2	168.9	161.2	141.1	115.1	138.5	160.1	124.0	153.9
5	258.7	232.1	208.0	157.7	189.8	224.5	168.9	222.2
10	318.1	279.1	252.3	186.0	223.8	267.2	198.7	267.4
20	375.2	324.1	294.8	213.0	256.4	308.2	227.2	310.8
30	408.0	350.0	319.3	228.6	275.2	331.7	243.6	335.7
50	449.0	382.4	349.8	248.0	298.6	361.2	264.1	366.9
80	486.5	412.0	377.8	265.8	320.1	388.1	282.9	395.5
100	504.3	426.1	391.0	274.3	330.2	400.9	291.8	409.0
150	536.5	451.6	415.1	289.6	348.7	424.0	307.9	433.5
200	559.4	469.6	432.1	300.4	361.7	440.5	319.3	450.9

표 4. 태풍의 24시간 최대강우량 자료를 이용한 태풍 확률강우량

재현기간	강릉	서울	인천	대구	광주	부산	목포	제주
2	155.3	84.4	82.1	94.0	102.4	115.8	96.7	164.0
5	247.4	125.5	123.8	138.3	151.6	173.0	148.3	219.4
10	308.4	152.7	151.5	167.6	184.2	210.8	182.5	256.1
20	366.9	178.8	178.0	195.8	215.5	247.1	215.3	291.4
30	400.5	193.8	193.3	212.0	233.5	268.0	234.1	311.6
50	442.6	212.6	212.4	232.2	256.0	294.1	257.7	336.9
80	481.1	229.7	229.9	250.7	276.6	318.0	279.3	360.1
100	499.3	237.9	238.1	259.5	286.3	329.3	289.5	371.1
150	532.4	252.6	253.1	275.4	304.0	349.8	308.0	391.0
200	555.8	263.1	263.8	286.7	316.5	364.3	321.1	405.1

측 지점에 따라 태풍의 중심이 우리나라에 영향을 끼치는 범위 내에 존재할지라도 강우량이 발생하지 않은 지점도 있는 것으로 나타났기 때문이다. 빈도해석 방법은 Gamma, GEV, Gumbel 등 13개 확률분포형별로 모멘트법, 최우도법 및 확률가중모멘트법으로 매개변수를 추정하였다. 모멘트법, 최우도법, 확률가중모멘트법의 매개변수는 큰 차이를 보이지는 않았으나, 각 적용 분포형별 적합도 검정 결과와 최근의 추세에 맞추어 확률가중모멘트법에 의해 추정된 매개변수를 이용하였다(Hann, 2002). 분포형별로 실제 강수 자료와의 적합성을 판단하기 위해  $\chi^2$  검정, K-S 검정, CVM 검정 및 PPCC 검정을 통해 적합도 검정을 수행한 결과에서 GEV 및 gumbel 분포형의 적합성 척도가 우수한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 건설교통부(1999)에서 우리나라의 단일분포형으로 추천하고 있는 gumbel 분포형을 채택하였다. 또한, EST 기법에서 gumbel 분포형을 이용하여 quantile을 추정하므로 gumbel 분포형을 이용하여 산정한 확률강우량을 비교하는 것이 보다 합리적인 방안으로 판단된다. 표 3과 표 4는 연최대시간강우량과 태풍사상의 시간최대강우량을 빈도 해석하여 산정한 확률강우량과 태풍확률강우량을 강우관측소 지점과 재현기간별로 정리한 결과이다.

표 3과 표 4에서 나타난 것과 같이 분석 대상 지점에 따라 태풍 확률강우량이 전호우사상을 분석한 확률강우량과 큰 차이를 보이지 않는 강릉과 목포 지점은 태풍의 영향에 의하여 극치강우가 발생할 수 있는 가능성이 매우 큼을 유추할 수 있다. 또한 목포 지점은 태풍 확률강우량이 확률강우

량보다 약간 더 큰 값을 갖는 것을 알 수 있다. 이는 태풍에 의한 시간최대강우량의 변동이 전호우를 분석한 경우보다 크기 때문인 것으로 판단된다. 그리고 서울과 인천 지점은 태풍에 의한 극치강우가 발생할 수 있는 가능성이 상대적으로 적은 것을 알 수 있다. 또한, 대구, 광주, 부산 및 제주 지점에서 산정된 태풍 확률강우량과 확률강우량의 차이가 그리 크지 않음을 알 수 있다. 이는 태풍 사상에 의하여 발생한 강우량만을 분석한 결과가 전호우를 분석한 결과에 크게 작지 않으므로 이 지점들은 태풍에 의한 극치강우의 발생 가능성을 어느 정도 내포하고 있음을 알 수 있다.

빈도해석을 통하여 태풍에 의해 발생하는 강우량에 대한 평가를 수행하였다. 그러나 빈도해석만으로 태풍이 갖는 불확실성과 오차에 대한 평가를 정량적으로 수행할 수 없으므로 미공병단에서 개발한 EST기법에 적용하여 태풍에 의한 극치강우특성을 평가하고, 본 연구에서 동일한 자료를 이용하여 비매개변수적 모의발생과 지역가중다항식을 결합한 빈도해석을 통해 NL확률강우량을 산정하여 비교·분석을 수행하였다.

#### 4.2 Empirical Simulation Technique을 이용한 확률강우량 추정

EST 기법을 이용하여 우리나라의 강릉, 서울, 인천, 대구, 광주, 부산, 목포 및 제주의 8개 지점에서 관측된 24시간 최대강우량 자료와 이때의 태풍의 물리적 특성인자를 통해 모의를 수행하였다. 분석 방법은 표 2에 나타난 것과 같은

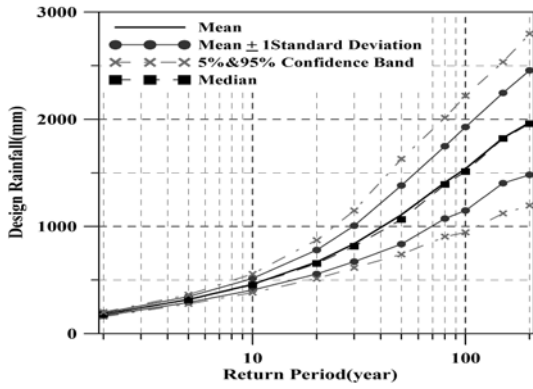


그림 2. 강릉 지점의 EST 분석 결과

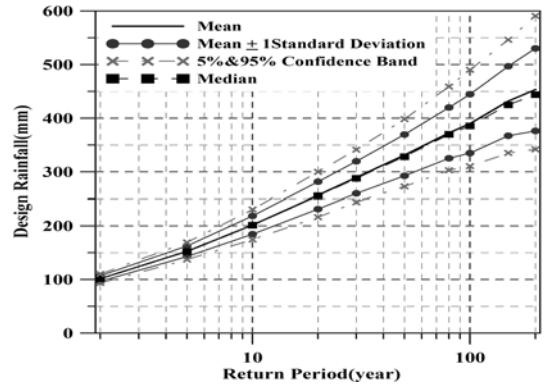


그림 6. 광주 지점의 EST 분석 결과

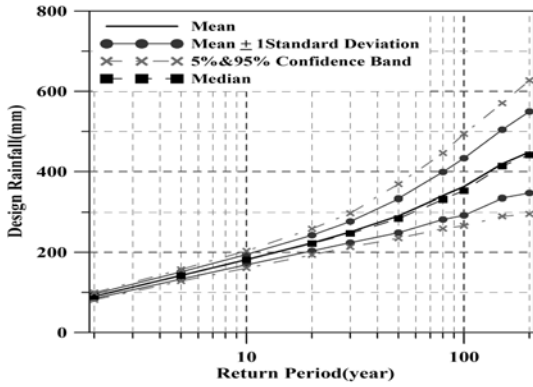


그림 3. 서울 지점의 EST 분석 결과

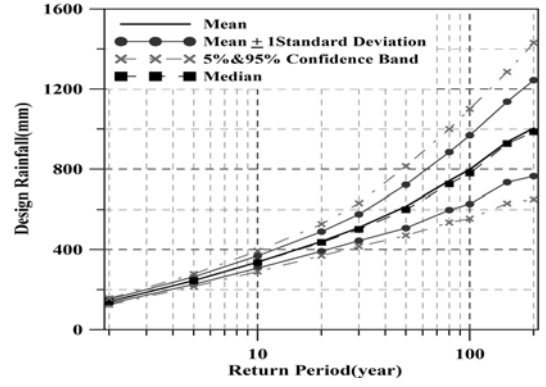


그림 7. 부산 지점의 EST 분석 결과

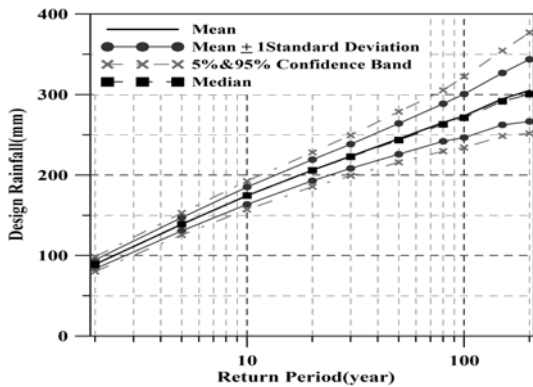


그림 4. 인천 지점의 EST 분석 결과

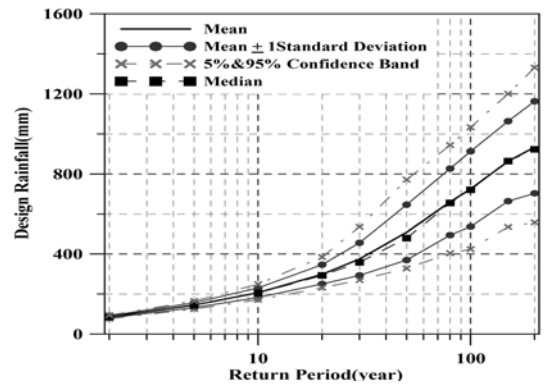


그림 8. 목포 지점의 EST 분석 결과

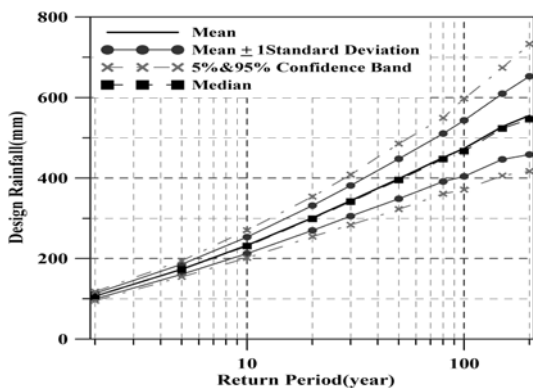


그림 5. 대구 지점의 EST 분석 결과

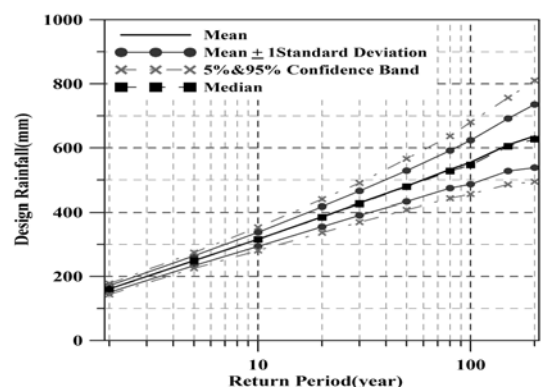


그림 9. 제주 지점의 EST 분석 결과

1961년부터 2005년까지 우리나라에 영향을 준 태풍 사상 143개를 입력벡터로 구성하여 200년×2,000회의 태풍 자료를 모의하여 EST 확률강우량을 추정하였다. 단, 입력벡터를 구성하면서 태풍이 우리나라에 영향을 끼치는 기간이었으나 지점강우량이 발생하지 아니한 경우와 태풍의 영향시간이 24

시간 이상 발생하지 않은 경우는 입력벡터의 구성에서 제외 하였다. 그림 2에서 그림 9는 EST 기법을 통해 산정한 EST 확률강우량을 지점별로 도시한 결과이다.

분석 결과에서 2,000회 모의한 평균(mean)과 중앙값 (median)은 거의 일치하는 것으로 나타났으며, 확률강우량의

불확실성을 평가할 수 있는 평균에서 표준편차(standard deviation)의 차이와 신뢰수준 5% 및 95%를 함께 도시하여 나타내었다.

### 4.3 비매개변수적 모의발생기법과 지역가중다항식을 이용한 확률강우량 추정

EST 기법은 표 2에 나타난 것과 같은 태풍이 갖는 물리적 특성 자료를 bootstrap 기법을 통하여 모의하여 반환(replacement), 내삽(interpolation) 및 연속평활화 방법(subsequent smoothing technique)을 통하여 태풍 사상을 평가하게 된다. 따라서 본 연구에서는 비매개변수적 모의발생기법(nonparametric monte carlo simulation)과 지역가중다항식(locally weighted polynomial regression)을 통해 태풍에 의한 극치강우를 평가하였다. 태풍의 물리적 특성을 독립변수로 설정하고, 발생한 강우량을 종속변수로 설정하여 지역가중다항식을 통해 회귀관계를 규정하였다. 다음으로 비매개변수적 모의발생 기법을 통하여 태풍이 갖는 물리적 특성을 모의하였으며, 지역가중다항식을 통해 모의된 물리적 특성자료를 이용하여 강우량을 추정하게 된다. 추정된 강우량은 모의 set별로 gumbel 분포형을 통해 확률강우량을 산정하게 된다. 그림 10은 본 연구에서 적용한 NL 확률강우량을 산정하기 위한 분석 절차이다.

#### 4.3.1 태풍의 물리적 특성인자의 모의 발생

비매개변수적 모의발생기법을 통하여 태풍이 발생한 월, 태풍등급과 태풍중심의 위도, 경도, 해수면기압, 해수면온도를 모의발생하였다. 각각의 변수에 대한 확률분포형을 변동핵밀도함수를 이용하여 추정하고, 난수를 발생시켜 모의발생을 수행하였다. 태풍의 발생 월은 이산형 변수이므로 모의발생 후에 반올림하여 정수로 변환하여 분석에 적용하였다. 태풍 등급은 시간에 따라 변화하므로 24시간 동안의 태풍 등급을 평균하여 이용하였으므로 연속형 변수로 보고 모의를 수행하였다. 따라서 태풍 사상의 독립변수를 대상으로 비매개변수적 모의발생(nonparametric monte carlo simulation)을 통해 200년간 1000번 모의발생하였다. 모의횟수는 200년 동안에 우리나라에 영향을 끼치는 태풍의 개수는 과거 1961년부터 2005년까지 발생한 태풍과 유사하다는 가정 하에서 모의발생을 수행하였다. 그림 11~그림 14는 강릉과 서울 지점의 모의 발생된 자료 중에서 해수면기압과 해수면온도의 모의된 자료를 나타낸 것이다. 아래 그림에서 (a)는 대상이 되는 변량의 확률밀도함수(PDF)이며, (b)는 누가확률밀도함수(CDF)이고, (c)는 확률밀도함수와 모의된 자료를 막대그래프로 중첩시켜 도시한 결과이다. 단, (c)에서 나타난 모의된 자료는 1000번 모의발생 된 자료 중에서 임의로 1개를 선택하여 나타낸 것이다.

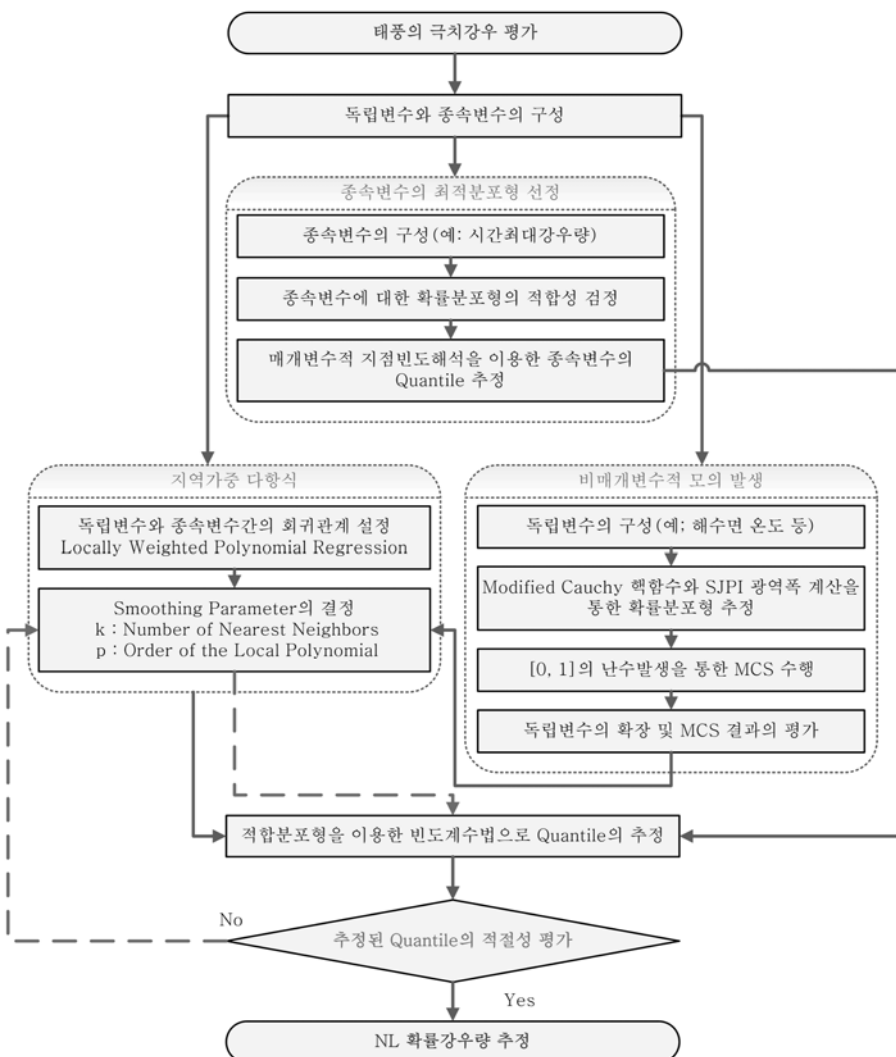


그림 10. NL 확률강우량 추정을 위한 순서도



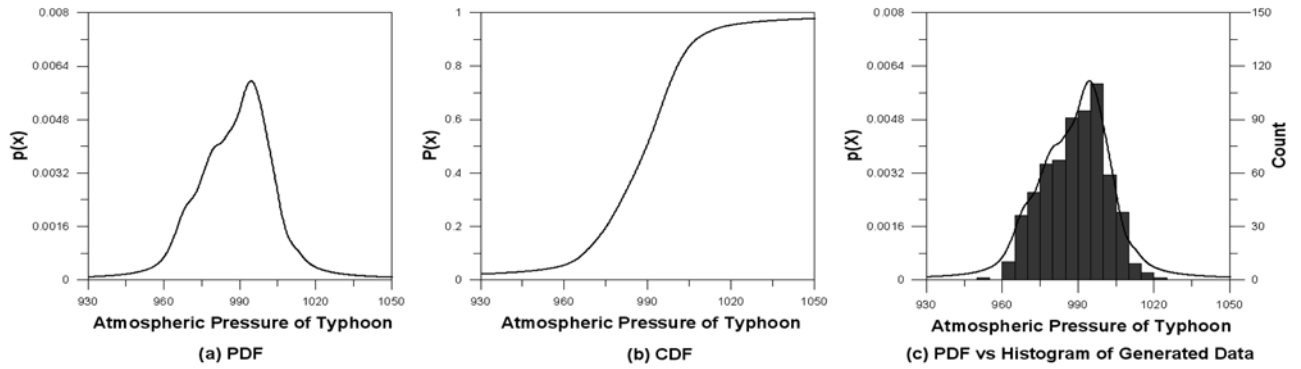


그림 11. 강릉지점을 대상으로 한 태풍의 해수면기압 모의발생결과

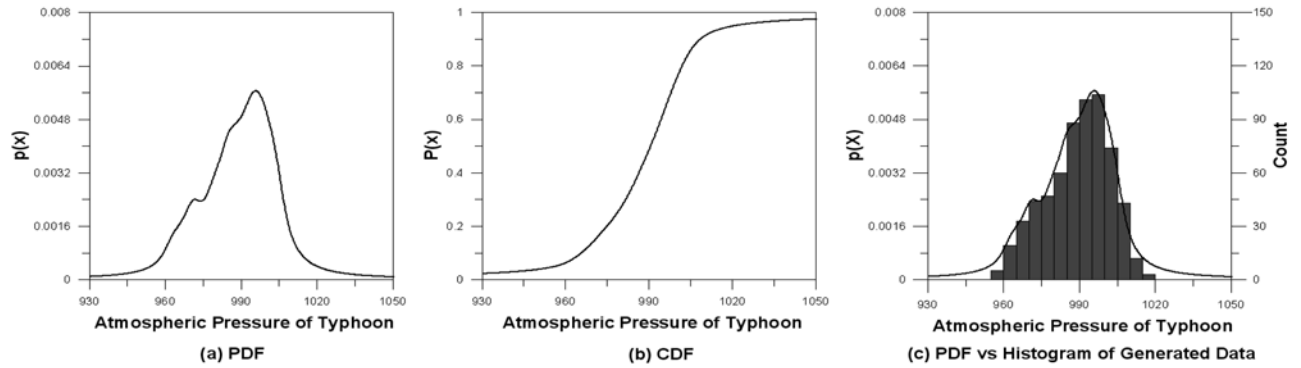


그림 12. 서울지점을 대상으로 한 태풍의 해수면기압 모의발생결과

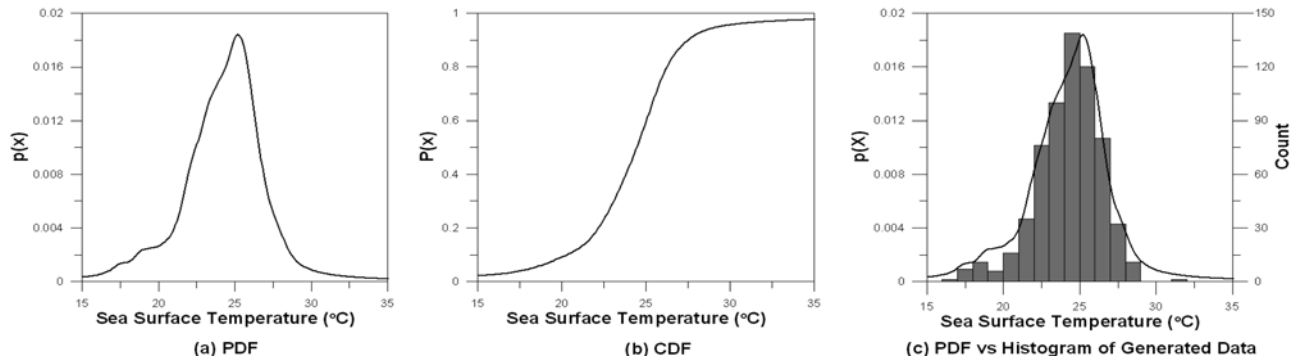


그림 13. 강릉지점을 대상으로 한 태풍의 해수면온도 모의발생결과

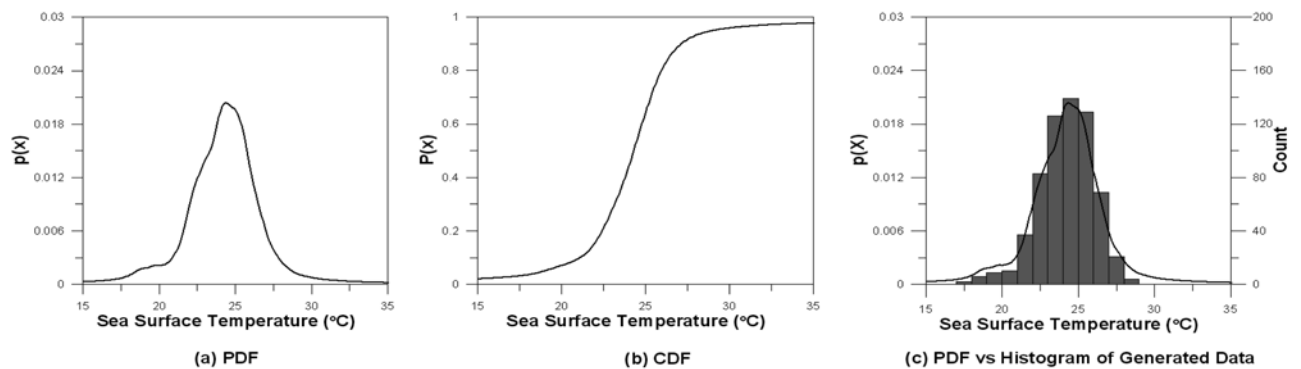


그림 14. 서울지점을 대상으로 한 태풍의 해수면온도 모의발생결과

그림 11~그림 14에서 나타난 것과 같이 태풍의 물리적 특성인 독립변수들은 변동확률도함수에 의하여 추정된 확률 분포형에 의한 모의가 적합하게 수행된 것으로 보인다. 또한, 본문에 제시된 이외의 지점자료도 비슷한 모의 결과를 보여주었다.

#### 4.3.2 지역가중다항식을 이용한 극치강우량 추정

모의한 태풍의 독립변수를 통해 모의사상별 강우량을 지역 가중다항식을 통해 추정하였다. 독립변수인 월, 등급, 태풍 중심의 위도, 경도, 해수면기압, 해수면온도와 종속변수인 강우량과의 회귀관계를 지역가중다항식을 통하여 설정하여, 모의된 독립변수로부터 강우량을 추정하였다. 추정된 강우량은 gumbel 빈도계수법을 이용하여 set별로 quantile을 추정하여 빈도 해석한 결과와 비교를 통해 적절한 quantile이 산정될

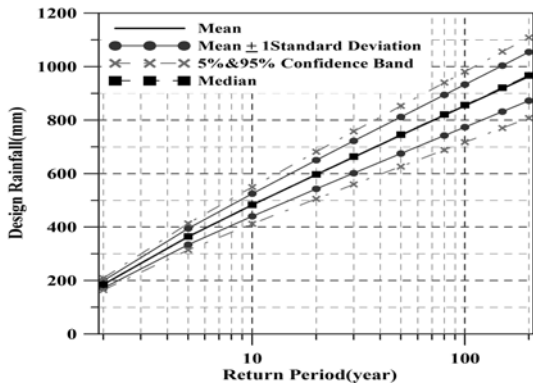


그림 15. 강릉 지점의 NL 확률강우량

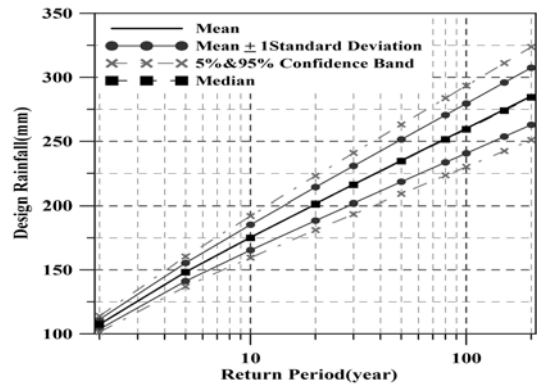


그림 19. 광주 지점의 NL 확률강우량

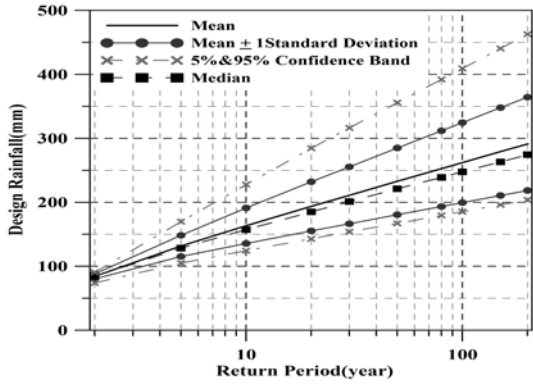


그림 16. 서울 지점의 NL 확률강우량

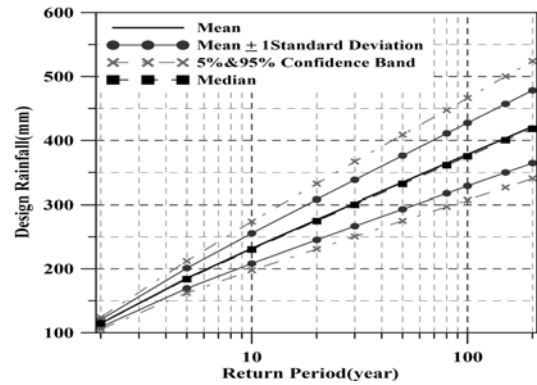


그림 20. 부산 지점의 NL 확률강우량

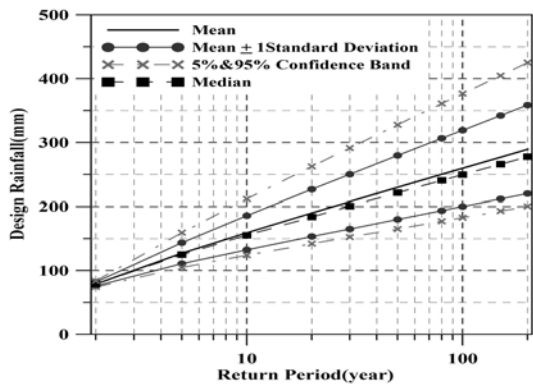


그림 17. 인천 지점의 NL 확률강우량

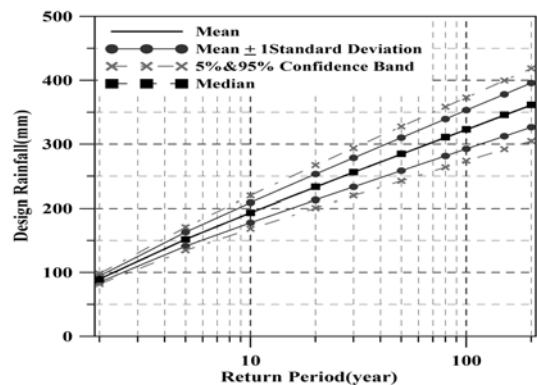


그림 21. 목포 지점의 NL 확률강우량

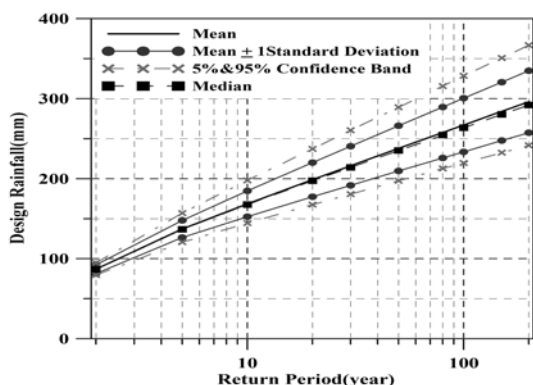


그림 18. 대구 지점의 NL 확률강우량

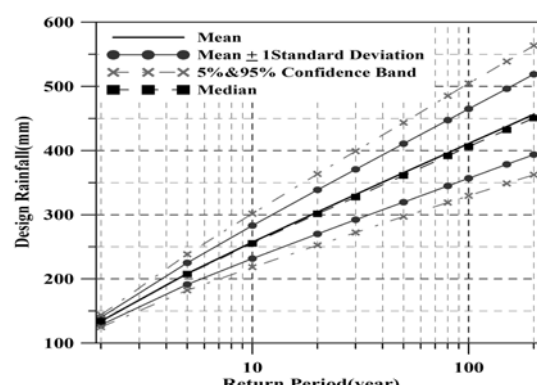


그림 22. 제주 지점의 NL 확률강우량

때까지 지역가중다항식의 매개변수인  $k$ 와  $p$ 를 변경하여 추정하였다.

그림 15~그림 22는 지역가중다항식을 통해 추정된 강우량을 이용하여 산정한 NL 확률강우량을 도시한 결과이다.

## 5. 기법별 확률강우량의 비교 분석

여러 통계적 기법을 이용하여 산정한 확률강우량을 비교·분석하였다. 첫 번째로 연최대치를 빈도 해석하여 산정한 확률강우량을

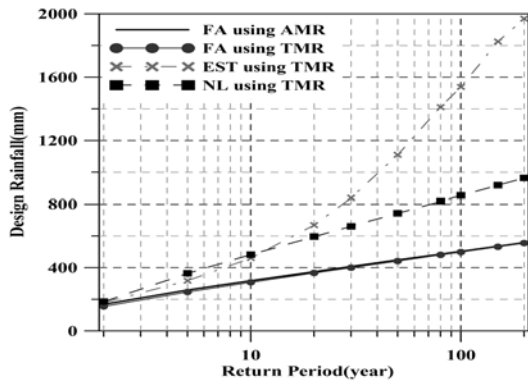


그림 23. 강릉 지점의 확률강우량 비교

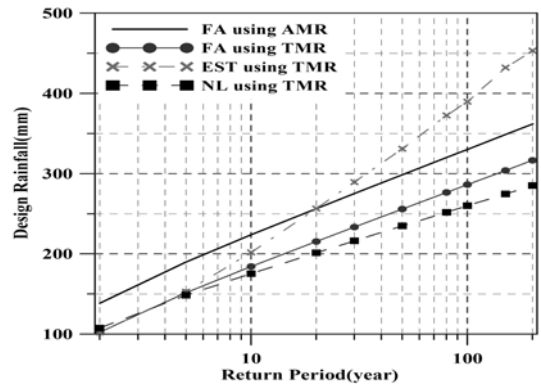


그림 27. 광주 지점의 확률강우량 비교

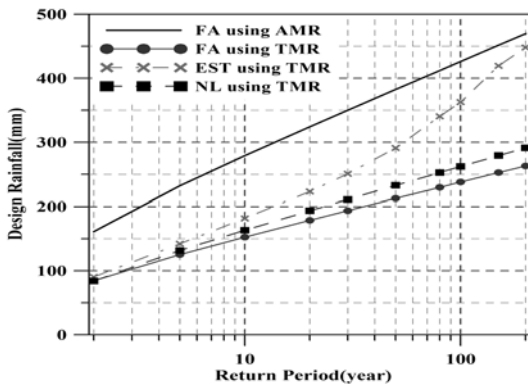


그림 24. 서울 지점의 확률강우량 비교

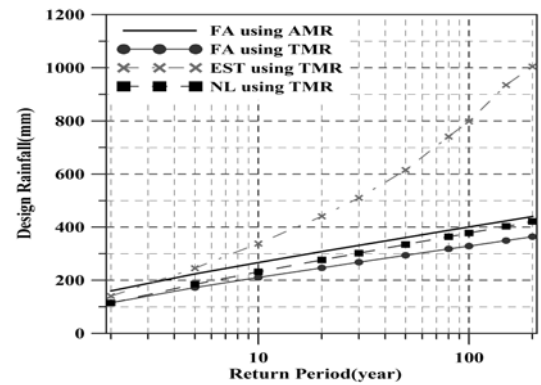


그림 28. 부산 지점의 확률강우량 비교

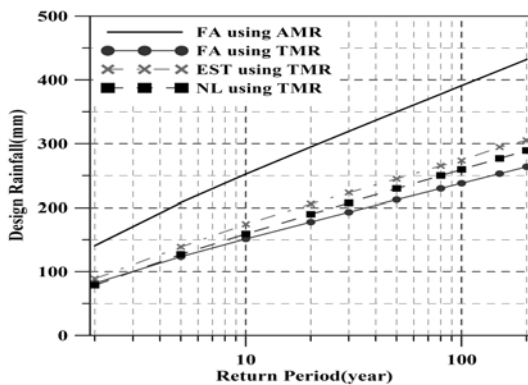


그림 25. 인천 지점의 확률강우량 비교

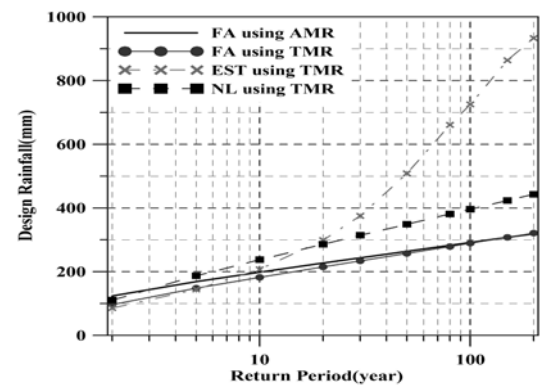


그림 29. 목포 지점의 확률강우량 비교

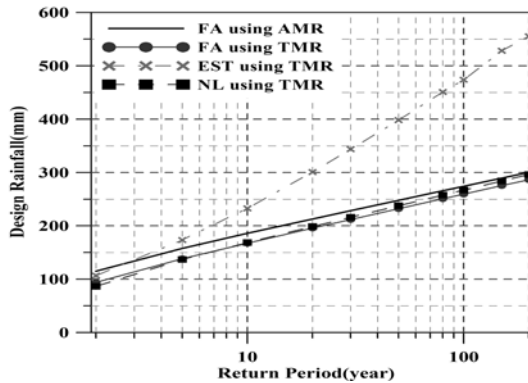


그림 26. 대구 지점의 확률강우량 비교

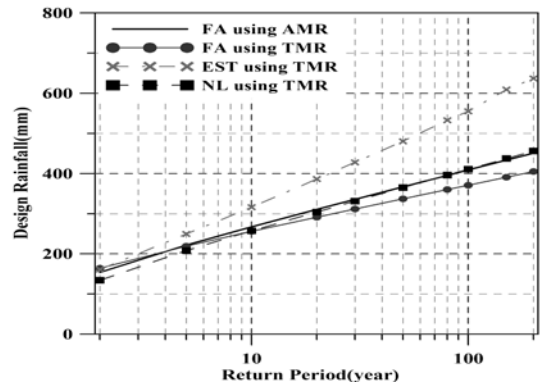


그림 30. 제주 지점의 확률강우량 비교

률강우량과 태풍에 의한 사상별 24시간 최대강우량을 관측 연수만큼 추출하여 빈도해석을 수행한 태풍 확률강우량을 도 시하였다. 두 번째로 EST 기법에 의한 EST 확률강우량의 평균값을 나타내었으며, 세 번째로 비매개변수적 모의발생과 지역가중다항식을 이용한 NL 확률강우량을 도 시하였다.

그림 23~그림 30은 여러 기법에 의해 산정한 확률강우량들을 비교한 결과로 FA는 'Frequency Analysis(빈도해석)', AMR은 'Annual Maximum Rainfall data(연 최대강우량 자료)', TMR은 'Typhoon Maximum Rainfall data(태풍사상의 시간 최대강우량)', EST는 'Empirical Simulation Technique', NL은

'Nonparametric monte carlo simulation & Locally weighted polynomial regression(비매개변수적 모의발생 & 지역가중다항식)'을 의미한다.

그림 23~그림 30에서 나타난 여러 확률강우량을 비교한 결과는 다음과 같다. 태풍에 의한 사상별 24시간 최대강우량과 연최대강우량을 동일한 방법을 통해 빈도 해석한 결과에서 강릉과 목포 지점은 태풍에 의한 극치강우사상이 지배적임을 알 수 있으며, 인천과 서울은 태풍에 영향이 상대적으로 약한 것으로 나타났다. 대구, 광주, 부산 및 제주 지점은 태풍 확률강우량보다 연최대치를 빈도 해석한 확률강우량이 약간 더 크게 산정되었다.

태풍이 갖는 불확실성과 오차를 정량적으로 평가하여 산정한 EST 확률강우량은 일반적인 수공구조물 설계에 이용되는 빈도해석 결과와는 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히, 그림 23에서 나타난 강릉 지점에서 EST기법에 의해 산정된 확률강우량은 일반적인 지점빈도해석에 의해 산정된 확률강우량에 비해 과도하게 산정되었다. 이는 강릉 지점의 관측자료가 1961년부터 2005년까지 45년 동안 우리나라를 내습한 143개 태풍 사상을 입력 자료로 활용하여 200년×2,000회의 모의를 통해 태풍으로 인한 확률강우량을 추정하는데, 강릉 지점에서는 2002년에 태풍 루사로 인하여 기존의 극한 강우량에 비해서도 매우 큰 강우량(지속시간 24시간 최대강우량으로 880 mm 관측)이 발생한 것과 EST 기법의 특성에 기인한 것으로 사료된다. EST기법이 한정된 크기의 데이터베이스(database)를 활용하여 보다 큰 데이터베이스를 생성시키는 무작위 추출 방법인 'bootstrap'기법에 기초하고 있으며, bootstrap 기법은 자료의 재추출(resampling)과 반환(replacement), 내삽(interpolation) 및 연속평활화 방법(subsequent smoothing technique)을 통하여 모의를 수행하게 된다. 따라서 EST 기법의 bootstrap 기법의 특성에 따른 경험적 확률과정을 통해 45년 동안 관측된 자료를 200년×2,000회의 모의를 수행하게 되므로 강릉 지점에서 매우 과대한 확률강우량이 추정된 것으로 판단된다. 즉, 45년 동안에 관측된 자료 중에서 가장 큰 강우량을 EST 기법의 확률과정에 의해 45년에 한 번 정도 이상 발생하는 것으로 모의되어 분석을 수행하게 되므로, 200년 모의한 자료에서 갖는 극치값은 이를 상회하게 된다. 따라서 이와 같은 모의기간에 비해 부족한 관측 자료 중에 매우 극심한 크기의 자료가 포함된 경우에는 통계학적인 방법인 EST기법의 특성에 의해 확률강우량이 과대 추정될 수 있다.

따라서 태풍의 물리적 특성 자료와 강우량 사이의 회귀관계를 회귀모형의 매개변수를 통해 조정 할 수 있는 지역가중다항식을 이용한 태풍의 극치강우를 평가한 NL 확률강우량은 광주 지점을 제외하고 태풍 확률강우량보다 약간 더 큰 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 45년 자료를 이용하여 200년 자료를 모의하므로 어느 정도의 확률강우량은 증가할 수 있는 것으로 판단된다. 광주 지점은 NL 확률강우량이 태풍 확률강우량보다 약간 더 작게 산정되었다. 그러나 NL 확률강우량의 오차 범위 내에 태풍 확률강우량이 포함되는 것으로 나타났다. 예외로는 그림 23의 강릉 지점의 분석 결과는 태풍확률강우량이 NL 확률강우량의 오차범위 밖의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 EST 분석에서와 마찬가지로

원인에 의한 것으로 판단된다. 그러나 NL 확률강우량을 산정하는 지역가중다항식을 이용하는 방안은 과도하게 추정되는 EST 기법을 매개변수 조정을 통해 어느 정도 보완할 수 있는 것으로 나타났다.

## 6. 결 론

태풍은 비정기적으로 우리나라를 내습하여 막대한 재해를 유발시키는 자연재해의 주요한 원인 가운데 하나이다. 태풍으로 인하여 발생하는 재해유발인자는 호우와 강풍으로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 태풍에 의해 발생하는 호우 중에서, 태풍 사상에 의한 24시간 최대강우량을 여러 가지 기법을 통해 비교·분석을 수행하였다. 본 연구에서 분석한 태풍은 1961년부터 2005년까지 우리나라에 영향을 준 것으로 기상청에서 발표한 143개 태풍 사상을 이용하였다.

1. 분석대상지점의 강우자료를 분석하여 연최대치시간강우량과 태풍이 발생하였을 때의 시간최대강우량을 추출하여 빈도해석을 수행하였다. 분석대상지점에 따라 강릉과 목포 지점은 태풍사상에 의한 최대강우량을 빈도 해석한 결과가 전호우사상에 의한 연최대치를 분석한 결과와 매우 근사한 quantile을 추정하였다. 반면, 서울과 인천 지점은 태풍자료를 빈도 해석한 확률강우량이 매우 작게 산정되었다. 따라서 태풍은 우리나라의 지역에 따라 영향 정도가 다를 수 있으며 태풍의 진행경로에 주로 포함되거나 해안지역 및 고저차가 큰 지역은 태풍에 대한 극한강우가 발생할 수 있는 가능성이 더 큰 것으로 나타났다.
2. EST 확률강우량의 산정결과는 태풍의 물리적 특성인자료를 모의 발생하여 강우량을 추정한 후에 확률강우량을 추정하게 된다. 추정된 EST 확률강우량은 빈도해석을 통해 추정한 결과와 비교하였을 때에 인천 지점을 제외하고는 과도하게 추정되는 것으로 나타났으며, 재현기간이 커질수록 편차는 더욱 증가하는 것으로 나타났다.
3. NL 확률강우량은 태풍확률강우량과 비슷한 quantile을 추정하는 것으로 나타났다. 광주 지점은 NL 확률강우량이 약간 더 작게 산정되었으며, 나머지 지점에서는 약간 더 크게 산정되었다. 또한 태풍확률강우량은 NL 확률강우량의 오차범위 내에 포함되는 것으로 나타났다. 따라서 비매개변수적 모의발생과 지역가중다항식을 결합하여 태풍을 모의 발생하여 극치강우를 평가하는 방안이 EST 분석 기법에 의한 태풍의 평가보다 타당한 것으로 사료된다.

태풍이 우리나라에 영향을 끼치는 동안에 발생하는 강우량을 대상으로 여러 통계적 기법을 통해 정량적으로 평가를 수행하였다. 분석 결과에서 대상지점에 따라 태풍에 의해 발생하는 극치강우가 지배적인 호우사상인 지역에서는 태풍에 의한 호우에 대하여 검토할 필요성이 있다. 또한, EST 기법이나 비매개변수적 모의발생과 지역가중다항식을 결합하여 본 연구에서 제시한 방안 등을 통하여 지구온난화 등에 의한 기후변화에 의해 태풍의 물리적 특성변화에 따른 확률강우량의 변화에 대한 연구도 지속적으로 수행되어야 할 필요성이 있다.

## 감사의 글

본 연구의 일부는 건설교통부 한국건설교통기술평가원의 이상기후대비시설기준강화 연구단에 의해 수행되는 2005 건설기술기반구축사업(05-기반구축-D03-01)에 의해 지원되었습니다.

## 참고문헌

- 건설교통부(2000) 1999년도 수자원관리기법개발연구조사 보고서 제1권 한국확률강우량도 작성.
- 기상청(1996) 태풍백서.
- 기상청(1997-2005) 기상연보.
- 김남원, 김창완, 우효섭(2002) 태풍 루사(Rusa)의 강우 특성과 홍수피해 특성, 대한토목학회 2002년 학술발표회, 대한토목학회, pp. 15-22.
- 김남원, 원유승(2004) 최근의 기상변동과 PMP의 변화, 한국수자원학회 학술발표회 초록집, 한국수자원학회, pp. 211.
- 백희정, 권원태, 오재호(1999) 북서태평양에서 발생한 강력한 태풍의 기후학적 특성. 한국수자원학회 학술대회지, 한국수자원학회, pp. 177-182.
- 오태석, 문영일, 안재현(2007) 우리나라에 발생한 태풍의 시간강우량 특성에 관한 연구. 한국수자원학회 논문집, 한국수자원학회, 제40권, 제9호, pp. 709-722.
- 오태석, 문영일(2008) 태풍으로 인한 극한강수 특성 분석, 대한토목학회논문집, 대한토목학회, 제28권, 제5B호, pp. 459-473.
- 이미선, 박근애, 김성준(2005) Landsat영상과 수문모형을 이용한 태풍 RUSA에 의한 수문영향 분석, 한국수자원학회 논문집, 한국수자원학회, 제38권, 제5호, pp. 391-399.
- 이순철, 김진규, 오경두, 전병호, 홍일표(2005) EST 기법에 의한 태풍의 재해위험인자 평가. 한국수자원학회 논문집, 한국수자원학회, pp. 825-839.
- 차영일, 김범순, 문영일(2006) 극치값 추정에 적합한 비매개변수적 핵함수 개발, 한국수자원학회 논문집, 한국수자원학회, 제39권, 제6호, pp. 187-194.
- 홍일표(2003) UN/ESCAP/WMO 태풍위원회 수문분과 활동 및 지협협력 계획 소개. 한국수자원학회 학술대회지 논문집(I), 한국수자원학회, pp. 451-454.
- Adamowski, K. (1985) Nonparametric kernel estimation of flood frequency, *Water Resources Research*, Vol. 21, No. 11, pp. 1585-1590.
- Breiman, L., Meisel, W., and Purcell, E. (1977) Variable kernel estimates of multivariate densities, *Technometrics*, Vol. 19, No. 2, pp. 135-144.
- Bowman, A.W. (1985) A comparative study of some kernel-based nonparametric density estimators, *Journal of Statistical Computing and Simulation*, Vol. 21, pp. 313-327.
- Cleveland, W.S. and Devlin, S.J. (1988) Locally weighted regression: An approach to regression analysis by local fitting, *J. Amer. Stat. Assn.*, Vol. 83, No. 403, pp. 596-610.
- Craven, P. and Wahba, G. (1979) Smoothing noise data with spline functions, *Numerische Mathematik*, Vol. 31, pp. 377-403.
- Devroye, L. and Gyorfi, L. (1985) *Nonparametric density estimation*, John Wiley, New York.
- Fan, J. and Gijbels, I. (1992) Variable bandwidth and local linear

- regression smoothers, *Ann. Stat.*, Vol. 20, pp. 196-216.
- Hann, C.T. (2002) *Statistical Methods in HYDROLOGY*, Iowa State Press, Iowa.
- Härdle, W. (1984) Robust regression function estimation, *J. Mult. Anal.*, Vol. 14, pp. 169-180.
- Härdle, W. (1989) Asymptotic maximal deviation of M-smoothers, *Multiv. Anal.*, Vol. 29, pp. 163-179.
- Hastie, T. and Loader, C. (1993) Local regression: Automatic Kernel carpentry, *Statistical Science*, Vol. 8, pp. 120-143.
- Lall, U., Moon, Y.I., and Bosworth, K. (1993) Kernel flood frequency estimators: bandwidth selection and kernel choice, *Water Resources Research*, Vol. 29, No. 4, pp. 1003-1015.
- Lejeune, P. (1985) Le comportement social des Labrides mediterraneens, *Cahier D'Ethologie Appliquee*, Vol. 5, No. 2, pp. 1-208.
- Li, K.-C. (1985) From Stein's unbiased risk estimates to the method of generalized cross validation, *Ann. Stat.*, Vol. 13, No. 4, pp. 1352-1377.
- Loader, C. (1999) *Local Regression and Likelihood*, Springer, New York.
- Moon, Y.I. and Lall, U. (1994) Kernel quantile function estimator for flood frequency analysis, *Water Resources Research*, Vol. 30, No. 11, pp. 3095-3103.
- Müller, H.-G. (1987) Weighted local regression and kernel methods for nonparametric curve fitting, *J. Am. Stat. Assoc.*, Vol. 82, pp. 231-238.
- Rosenblatt, M. (1956) Remarks on some nonparametric estimates of a density function, *Ann. Math. Statist.*, Vol. 27, pp. 832-837.
- Sheather, S.J. (1986) An improved data-based algorithm for choosing the window width when estimating the density at a point, *Computational Statistics and Data Analysis*, Vol. 4, pp. 61-65.
- Sheather, S.F. and Jones, M.C. (1991) A reliable data-based bandwidth selection method for kernel density estimation, *J. Roy. Statistical Soc., B.*, Vol. 53, pp. 683-690.
- Scheffner Norman, W., Leon E. Borgman and David J. Mark (1996) Empirical simulation technique based on storm surge frequency analysis. *Journal of Waterway, Port, Coastal and Ocean Engineering*, pp. 93-101.
- Scheffner Norman W., Clausner, J.E., Militello, Borgman, L.E., Edge, B.L., and Grace, P.J. (1999) *Use and Application of the Empirical Simulation Technique: User's Guide, Technical Report CHL-99-10 Final Report*, U.S. Army Corps of Engineers, Washington, D.C.
- Scott, D.W. (1992) *Multivariate Density Estimation*, John Wiley & Sons.
- Smith, T.M. and Reynolds R.W. (2003) Extended reconstruction of global sea surface temperatures Based on COADS Data (1854-1997). *Journal of Climate*, Vol. 16, pp. 1495-1510.
- Smith, T.M. and Reynolds R.W. (2004) Improved extended reconstruction of SST (1854-1997). *Journal of Climate*, Vol. 17, pp. 2466-2477.
- Stuart, A., and Ord, J.K. (1991), *Kendall's Advanced Theory of Statistics*, Vol. II, pp.1323, Oxford Univ. Press, New York.
- Wand, M.P. and Jones, M.C. (1995) *kernel Smoothing*, pp. 232, CRC Press, Boca Raton, Fla.
- Woodroffe, M. (1970) On choosing a delta-sequence, *Ann. Math. Statist.*, Vol. 41, pp. 1665-1671.

(접수일: 2009.1.22/심사일: 2009.3.9/심사완료일: 2009.3.13)