

혼합 검벨분포모형을 이용한 확률강우량의 산정 Estimating Quantiles of Extreme Rainfall Using a Mixed Gumbel Distribution Model

윤 필 용* / 김 태 웅** / 양 정 석*** / 이 승 오****

Yoon, Philyong / Kim, Tae-Woong / Yang, Jeong-Seok / Lee, Seung-Oh

Abstract

Recently, due to various climate variabilities, extreme rainfall events have been occurring all over the world. Extreme rainfall events in Korea mainly result from the summer typhoon storms and the localized convective storms. In order to estimate appropriate quantiles for extreme rainfall, this study considered the probability behavior of daily rainfall from the typhoons and the convective storms which compose the annual maximum rainfalls (AMRs). The conventional rainfall frequency analysis estimates rainfall quantiles based on the assumption that the AMRs are extracted from an identified single population, whereas this study employed a mixed distribution function to incorporate the different statistical characteristics of two types of rainfalls into the hydrologic frequency analysis. Selecting 15 rainfall gauge stations where contain comparatively large number of measurements of daily rainfall, for various return periods, quantiles of daily rainfalls were estimated and analyzed in this study. The results indicate that the mixed Gumbel distribution locally results in significant gains and losses in quantiles. This would provide useful information in designing flood protection systems.

Keywords : mixed gumbel distribution, daily rainfall, typhoon storm, convective storm, rainfall quantile

요 지

최근 다양한 기후변동성으로 인해 전 세계적으로 극한호우사상이 동시다발적으로 일어나고 있다. 우리나라의 극한호우사상은 주로 여름철 태풍으로 인한 호우와 국지성 집중호우에 의해서 발생한다. 극한호우사상에 대한 적절한 확률강우량을 추정하기 위해서, 본 연구에서는 연최대치일강우를 태풍으로 인한 강우와 집중호우로 인한 강우로 구분하여 확률적 거동을 고려하였다. 일반적인 강우빈도해석법은 연최대치강우가 단일 모집단을 이룬다고 가정하여 단일 분포함수를 적용하여 확률강우량을 추정하는 반면, 본 연구에서는 연최대치강우를 구성하는 두 가지 호우의 통계적 특성을 수문빈도해석에서 고려하기 위해, 혼합 분포함수를 적용하였다. 비교적 긴 관측강우자료를 보유한 15개 지점을 선정하여, 일강우량에 대한 확률강우량을 산정하고 비교분석을 실시하였다. 혼합 검벨분포모형에 의한 확률강우량은 단일 검벨분포함수를 적용한 확률강우량과 비교하여 지역에 따라 증감이 나타났으며, 이러한 결과는 홍수방어시스템의 계획 및 설계에서 유용한 정보를 제공할 것이다.

핵심용어 : 혼합 검벨분포, 일강우량, 태풍호우, 집중호우, 확률강우량

* 한양대학교 대학원 건설환경공학과 석사과정 (e-mail: pyvic@hanyang.ac.kr)

Graduate Student, Dept. of Civil and Environmental Engineering, Hanyang University, Seoul 133-791, Korea

** 교신저자, 한양대학교 건설환경공학과 부교수 (e-mail: twkim72@hanyang.ac.kr)

Corresponding Author, Associate Professor, Dept. of Civil and Environmental Engineering, Hanyang University, Ansan 426-791, Korea

*** 국민대학교 건설시스템공학부 부교수 (e-mail: jyang@kookmin.ac.kr)

Associate Professor, School of Construction System Engineering, Kookmin University, Seoul 136-702, Korea

**** 홍익대학교 건설도시공학부 조교수 (e-mail: seungoh.lee@hongik.ac.kr)

Assistant Professor, Dept. of Civil and Urban Engineering, Hongik University, Seoul 121-791, Korea

1. 서론

우리나라는 대부분의 지역이 약 1,200 mm 이상의 연강수량을 가지는 기후학적으로 습윤지역이지만, 하계 집중형 강수형태를 가지고 있어 연강수량의 50% 이상이 여름철(6~9월)에 집중된다. 이와 같은 원인은 6월 하순부터 시작되는 장마와 함께 6월에서 10월까지 내습하는 태풍의 영향으로 비가 많이 내리기 때문이다(차은정, 2010). 또한 우리나라 여름철 강우의 약 20~30%는 태풍에 의한 강우이며, 이러한 강우는 지속적으로 증가하는 경향을 가지고 있다(Cha et al., 2007). 게다가 A1B 온실가스 배출 시나리오를 바탕으로 수행된 연구결과에 따르면, 21세기말(2079~2100년) 동아시아 지역을 지나는 열대성 저기압의 발생빈도는 20세기말(1979~2000년)에 비해 21% 정도 감소하지만, 우리나라 주변 해역의 해수온도 및 열용량 증가로 우리나라로 접근하는 태풍의 강도는 강해질 가능성이 높다(IPCC, 2007). 결과적으로 우리나라를 내습하는 태풍의 강도는 커질 것으로 예상되고, 태풍이 동반하는 강우 또한 하계 강수량에 막대한 영향을 끼칠 것으로 예상된다.

보통 일반적인 수문빈도해석은 연최대강우계열이 하나의 단일 모집단으로부터 구성된다고 가정하고 단일 확률분포함수를 적용하여 확률강우량을 산정한다. 하지만, 우리나라의 극한호우사상은 주로 여름철 국지성 집중호우에 의한 강우와 태풍의 영향에 의한 강우로 구성된다. 따라서 극한호우사상에 대한 적절한 확률강우량을 추정하기 위해서는 연최대강우를 집중호우에 의한 강우와 태풍에 의한 강우로 구분할 필요가 있다. 이러한 개념을 바탕으로 Haan(1977)은 침두홍수의 발생원인을 집중호우와 허리케인으로 분리하여 혼합 분포함수를 적용하여 발생특성을 분석한 바 있다. 오태석 등(2007)은 우리나라에 발생하는 호우사상을 태풍호우와 집중호우로 구분하였으며, 호우 원인별로 지속시간별 연최대강우량의 기본적인 통계적 특성을 파악하고, 수문빈도해석을 통해 강우의 발생 원인별로 8개 지점의 확률강우량을 산정하여 비교·분석하였다. 그 결과 서울과 인천 지점은 집중호우로 인한 확률강우량이 태풍으로 인한 확률강우량보다 더 크게 산정되었으며, 나머지 지점에서는 태풍으로 인한 확률강우량의 값이 더 크게 나타났다. 오태석과 문영일(2008)은 1961년부터 2005년까지 우리나라에 영향을 끼친 143개 태풍 사상에 의해 발생한 극한강수량의 특성에 대해 분석하였으며, 태풍에 의한 연최대강수량과 연강수량의 변동성 및 경향성 분석과 EST(Empirical Simulation Technique) 기법을 활용한 태풍의 극한 강수량을 지속시간별 및 재현

기간별로 산정하여 비교하였다. 태풍에 의한 강수량의 평균에 대한 변동을 살펴보면 태풍사상이 갖는 평균적인 강수량은 증가하며, 태풍에 의한 강수량의 편차는 과거에 비해 커지는 것을 알 수 있다. 또한 EST 기법을 적용한 결과, 우리나라의 일부 지역에서는 태풍에 의해 발생할 수 있는 극한 강수량의 크기가 현재의 수공구조물의 기준이 되는 확률강우량보다 크게 나타날 가능성이 있다.

하지만 지속시간별 연최대강우량을 추출할 때, 관측 강우량이 집중호우에 의한 강우인지 태풍에 의한 강우인지를 명확히 구분하기는 어렵다(오태석 등, 2007; 오태석과 문영일, 2008). 따라서 본 연구에서는 확률강우량을 산정하는데 있어 수문빈도해석의 자료로 이용되는 연최대일강우계열을 태풍이 내습한 기간(일 기준)을 중심으로 태풍으로 인한 강우와 집중호우로 인한 강우로 구분하였고, 이러한 강우의 상이한 통계적 특성을 고려하여 확률강우량을 산정하기 위하여 혼합 검벨분포모형을 적용하였다. 이러한 결과는 연최대강우계열에 단일 검벨분포함수를 적용한 확률강우량과 비교·분석되었다.

2. 연구대상 지점 및 강우자료

2.1 연구대상 지점

본 연구에서는 연최대강우가 집중호우에 의한 강우와 태풍에 의한 강우로 구성된다고 가정하였다. 우리나라의 태풍에 관한 정량적인 자료는 1961년부터 존재하며, 기상청에서는 일 단위로 내습 태풍에 대한 정보를 제공하고 있다. 따라서 본 연구는 1961년부터 일강우 자료를 보



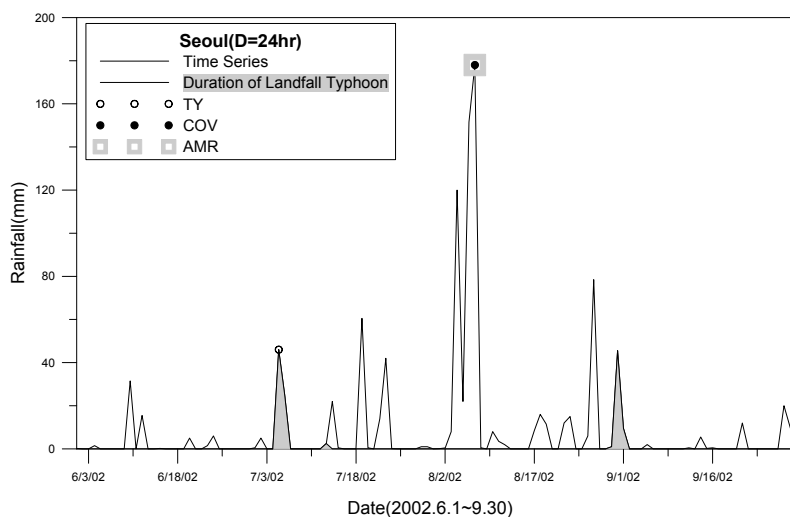
Fig. 1. Rain Gauge Stations Used in this Study

유하고 있는 15개 지점(Fig. 1)을 대상으로 분석을 실시하였다.

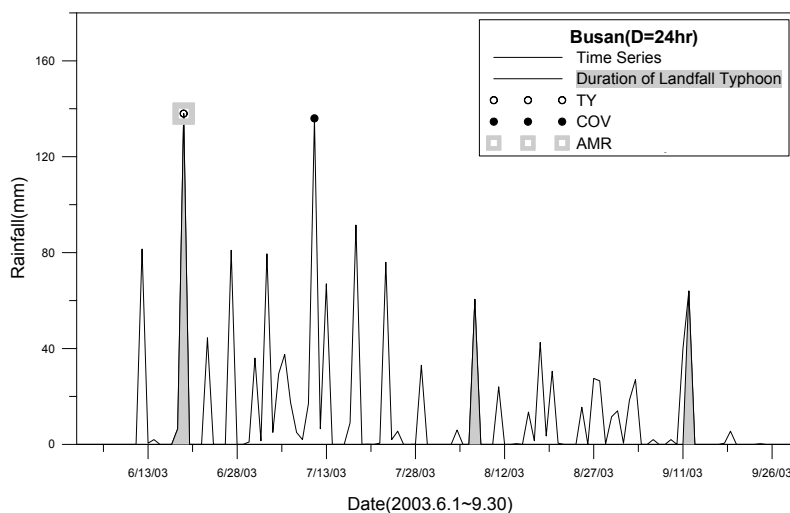
2.2 강우자료

우리나라 강우의 특성분석에 관한 많은 연구에서 강우를 태풍으로 인한 강우와 집중호우에 의한 강우로 구분하였다(임기석 등, 2002; 오태석 등, 2007; 오태석과 문영일, 2008; 오태석 등, 2009; 차은정과 권혁조, 2009; 차은정, 2010). 본 연구에서는 태풍이 내습한 기간 중 최대 일강우량을 태풍으로 인한 강우(이하 태풍강우로 표현)로 정의하고 TY로 표현하였다. 또한 태풍이 내습하지 않은 기간 중 최대 일강우량을 집중호우에 의한 강우(이하 집중강우로 표현)로 정의하고 COV로 나타내었다. 따라서 일강우

량의 연최대치시계열(AMR)은 태풍강우(TY)와 집중강우(COV) 중 큰 값이 된다. Fig. 2는 연구대상 15개 지점 중 서울과 부산 지점의 태풍강우(TY), 집중강우(COV), 연최대치강우(AMR)의 관계를 도식적으로 표현한 것이다. 예를 들어, 서울 지점의 2002년 6월 1일부터 9월 30일까지의 일강우시계열(Fig. 2(a))에는 두 개의 내습 태풍사상이 존재하며, 그 중에서 일년 중 가장 큰 값이 TY(2002년 7월 5일 강우)가 되고, 태풍이 내습하지 않은 기간 중 최대값을 COV(2002년 8월 7일 강우)가 된다. 서울 지점의 2002년의 경우, TY와 COV 중 큰 값인 COV가 AMR이 된다. 또한 Fig. 2(b)는 부산 지점의 2003년 6월 1일부터 9월 30일까지의 일강우시계열에서 세 개의 태풍의 내습 기간 중 가장 큰 값이 TY(2003년 6월 19일), 나머지 기간



(a) Seoul Station (6.1~9.30)



(b) Busan Station (6.1~9.30)

Fig. 2. Illustration of TY, COV, AMR

중 큰 값이 COV (2003년 7월 11일)가 되는 것을 보여준다. 부산 지점의 2003년의 경우, TY와 COV 중 큰 값인 TY가 AMR이 된다.

2.3 TY, COV의 기초통계량

15개 지점의 49년(1961~2009) 동안 관측된 태풍강우(TY)와 집중강우(COV)의 평균(mean), 중앙값(median), 분산(variance), 변동계수(coefficient of variance), 왜곡도(skewness), 첨예도(kurtosis)를 산정하였으며, Table 1 and 2에 정리하였다. TY와 COV의 평균값과 중앙값을 비교해 본 결과, 대부분의 지점에서 COV가 더 큰 값을 가지고 있지만, 이는 조사된 기간 중 태풍의 내습이 없어 태풍강우가 0인 무태풍년의 영향을 받은 것으로 추정된다. 변동계수는 TY가 상대적으로 커서, TY의 표준편차와 평균의 차이가 매우 크다는 것을 알 수 있다. 왜곡도 지수는 조사된 지점별로 변동이 매우 크며, 이는 각 지점별 강우의 평균에 대한 대칭 정도가 지역의 특성에 따라 다른 것으로 판단된다. 첨예도 지수 또한 지점별로 변화가 크며, 각 강우자료의 확률분포의 첨예 정도가 서로 다른 것으로 판단된다. 특히, 목포 지점의 경우, TY의 평균과 중앙값은 COV에 비해 매우 작으며, TY의 변동계수는 매우 큰

반면 COV는 매우 작다. 왜곡도와 첨예도는 TY가 큰 값을 지니며 이는 TY가 왼쪽으로 치우치고 뾰족한 모양의 확률분포함수를 가지는 반면 COV는 좀 더 대칭적인 확률분포함수를 가진다는 것을 알 수 있다. 제주 지점은 TY와 COV의 평균과 중앙값은 매우 비슷하나 변동계수, 왜곡도, 첨예도에서 다른 값을 가지기 때문에, TY와 COV는 매우 다른 모집단인 것으로 판단할 수 있다.

2.4 TY와 AMR의 독립성 검정과 상관성 분석

TY와 AMR이 통계적 특성이 다른 자료집단임을 확인하기 위하여 t-test와 Wilcoxon Rank sum test를 실시하였다. t-test는 Student's t-분포를 따르는 통계가설검정 방법으로 본 연구에서는 유의수준 5%의 two-sample t-test가 적용되었다. Eq. (1)은 t-test에 의한 t-통계량을 산정하는 식이며, \bar{x} 와 \bar{y} 는 각 모집단의 평균, S_x 와 S_y 는 표준편차를 나타낸다. n 과 m 은 각 모집단의 크기이다.

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{S_x^2}{n} + \frac{S_y^2}{m}}} \quad (1)$$

Table 1. Summary of Statistics for TY

Station	TY					
	Mean (mm)	Variance (mm ²)	Median (mm)	Coeff. of Variance (mm)	Skewness	Kurtosis
Gangneung	122.30	18308.31	90.60	149.70	3.54	20.14
Seoul	58.96	3187.37	51.30	54.06	2.01	8.32
Incheon	60.25	3143.84	50.50	52.18	1.39	5.25
Ulleungdo	58.27	2742.18	46.50	47.06	1.47	5.97
Chupungnyeong	64.28	3141.36	53.90	48.87	1.51	6.23
Pohang	87.13	8549.19	74.70	98.12	2.43	11.18
Daegu	71.87	3292.36	56.20	45.81	0.80	3.02
Jeonju	54.12	2234.50	37.60	41.28	0.96	3.34
Ulsan	96.29	7064.82	73.80	73.36	1.61	6.42
Gwangju	72.60	4786.91	61.10	65.92	1.39	5.19
Busan	85.17	6171.69	67.00	72.45	2.01	9.54
Mokpo	69.63	5166.99	55.80	74.19	2.13	9.75
Yeosu	82.21	4660.53	73.20	52.23	0.61	2.79
Jeju	109.69	8116.38	100.50	73.99	0.87	4.00
Seogwipo	79.05	5658.62	62.60	71.58	1.34	4.28

Table 2. Summary of Statistics for COV

Station	COV					
	Mean (mm)	Variance (mm ²)	Median (mm)	Coeff. of Variance (mm)	Skewness	Kurtosis
Gangneung	111.22	1906.31	100.20	17.14	2.08	9.25
Seoul	146.71	3908.35	131.60	26.64	1.03	3.75
Incheon	126.26	3799.16	105.4	30.09	1.14	3.54
Ulleungdo	83.77	696.96	79.30	8.32	0.66	2.67
Chupungnyeong	93.14	1127.92	89.60	12.11	1.29	5.24
Pohang	83.29	487.24	83.50	5.85	0.16	2.17
Daegu	82.28	931.40	82.20	11.32	1.12	5.07
Jeonju	105.80	1736.05	97.50	16.40	1.49	5.69
Ulsan	100.05	1924.11	93.80	19.23	2.53	12.96
Gwangju	118.06	4001.34	107.80	33.89	2.75	12.09
Busan	131.09	3233.61	107.80	24.66	0.94	3.31
Mokpo	100.76	905.05	97.00	8.98	0.80	3.79
Yeosu	114.23	1394.05	101.80	12.20	0.72	2.81
Jeju	110.32	4415.92	97.50	40.02	2.20	10.81
Seogwipo	141.23	3372.11	121.40	23.87	1.70	6.23

Wilcoxon rank-sum test는 Mann-Whitney U test 또는 Mann-Whitney-Wilcoxon test라고 불리기도 하며, 여러 분야에서 널리 사용되고 있는 비모수적 통계가설검정 기법이다(Gibbons, 1985). Wilcoxon rank-sum test는 변수의 값을 순위로 바꾸어서 무작위 검정을 하는 방법(Eq. (2))으로 t-test와 마찬가지로 유의수준 5%로 *p*-value를 산정하였다.

$$z = \frac{k_1 - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \quad (2)$$

여기서 k_1 은 순위의 합, n_1 과 n_2 는 각 모집단이 크기($n_1, n_2 \geq 20$)이다.

위의 두 가지 검정법은 귀무가설의 참과 거짓을 *p*-value를 통하여 측정할 수 있으며, *p*-value는 0과 1사이의 확률값으로 나타내어진다. 이 *p*-value는 관측된 유의수준이라고도 하며, *p*-value를 귀무가설이 참일 확률로 보면 *p*-value가 작을수록 귀무가설에 타당하지 않음을 의미한다. 즉, *p*-value가 0.05(유의수준 5%)보다 작을 경우 귀무가설이 기각되며 각 자료계열이 독립적임을 의미한다.

또한 TY와 COV의 상관성을 분석하기 위해 상관계수를 산정하였다. 상관계수는 두 변수간의 선형관계를 나타내기에 적합한 지표로 공분산보다 많이 이용되고 있으며, 상관계수 *r*은 항상 부등식 $-1 \leq r \leq 1$ 을 만족시키며, 양의 상관관계가 있을 경우 $r > 1$ 을 만족시키며, 음의 상관관계에 있을 때는 $r < 0$ 이고, 상관이 전혀 없는 무상관일 경우에는 $r = 0$ 이 된다. Eq. (3)은 상관계수 산정식이다(Walpole et al., 2002).

$$r_{XY} = \frac{S_{XY}}{S_X S_Y} = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}} \quad (3)$$

Table 3 and 4는 독립성 검정과 상관성 분석의 결과를 정리한 것이다. 독립성 검정을 통하여 TY와 AMR은 각각이 되며(t-test의 경우, 강릉과 포항, 울산, 제주는 각각 되지 않음), 동일한 모집단에서 나온 평균가 분산이 아님을 뜻한다. 또한 모든 연구대상지점에서 TY와 COV의 상관계수를 살펴본 결과(임계값 ± 0.286), 두 모집단의 상관성은 거의 없었다(단, 제주를 제외). 따라서, 제주를 제외한 지점에서, TY와 COV는 확률분포특성이 다른 모집단이라고 판단할 수 있기 때문에, AMR을 하나의 모집단으로 가정하고 수문빈도해석을 실시하는 것 보다는 두 개의 모집단으로 분리하여 분석할 필요가 있다.

Table 3. p -values for TY and AMR

Station	p -value	
	T-test	Wilcox Rank Test
Gangneung	0.1571	0.0063
Seoul	0.0001	0.0001
Incheon	0.0001	0.0001
Ulleungdo	0.0001	0.0006
Chupungnyeong	0.0006	0.0003
Pohang	0.0735	0.0037
Daegu	0.0064	0.0026
Jeonju	0.0001	0.0001
Ulsan	0.0210	0.0022
Gwangju	0.0002	0.0001
Busan	0.0004	0.0002
Mokpo	0.0003	0.0001
Yeosu	0.0002	0.0002
Jeju	0.0218	0.0114
Seogwipo	0.0001	0.0002

Table 4. Correlation Coefficients between TY and COV

Station	Coeff. of Corr.
Gangneung	+0.043
Seoul	-0.157
Incheon	-0.030
Ulleungdo	+0.111
Chupungnyeong	-0.160
Pohang	-0.005
Daegu	+0.150
Jeonju	-0.081
Ulsan	-0.115
Gwangju	-0.170
Busan	+0.009
Mokpo	+0.125
Yeosu	-0.149
Jeju	+0.411
Seogwipo	+0.147

3. 혼합 검벨분포모형

혼합분포모형은 하나 이상의 원인에 의해서 특정 사상이 발생하는 상황을 분석하는데 아주 적합하다(Haan, 1977). $f_i(X)$, $i = 1, 2, 3, \dots, m$ 가 확률밀도함수이고, 모수 λ_i , $i = 1, 2, 3, \dots, m$ 가 $\lambda_i \geq 0$ 과 $\sum_{i=1}^m \lambda_i = 1$ 을 만족한다면, 혼합분포의 확률밀도함수는 Eq. (4)와 같이 표현된다.

$$f_X(X) = \sum_{i=1}^m \lambda_i f_i(X) \quad (4)$$

여기서, 모수 λ_i 는 각각 $f_i(X)$ 의 확률분포의 형태에 따라 달라진다. 또한 $f_i(X)$ 는 i 번째 분포에 따라 주어지는 X 에 대한 확률밀도이다. 이에 누적분포함수는 Eq. (5)와 같이 나타낸다(Haan, 1977).

$$F_X(X) = \int_{-\infty}^X \sum_{i=1}^m \lambda_i f_i(t) dt = \sum_{i=1}^m \lambda_i \int_{-\infty}^X f_i(t) dt \quad (5)$$

Kedem et al. (1990)은 강우가 내린 기간을 그렇지 않은 기간으로 나눈 강우율(rain rate)을 고려하여 대수정규 분포, 감마 분포, 역가우시안 분포의 세 가지 확률분포 함수를 적용하여 혼합분포모형을 제안한 바 있으며, 혼합 감마분포모형을 이용한 강우빈도해석과 면적감소계수 추정을 수행한 선행연구가 존재한다(Yoo et al., 2005; Yoo et al., 2007). 그리고 Sultan et al. (2007)은 와이불(Weibull) 분포를 이용한 혼합분포모형을 다양한 현상의 자료 분석에 제안한 바 있으며, Grego and Yates (2010)은 혼합 대수정규 분포모형을 적용하여 홍수빈도해석을 수행하였다. Kedem et al. (1990)은 강우율을 고려한 혼합 분포를 이용하여 Eq. (6)과 같은 관계를 제시하였다.

$$G(x) = (1-p)H(x) + pF(x) \quad (6)$$

따라서 본 연구에서는 연최대치강우계열을 구성하는 두 가지 강우사상, 즉 COV를 $H(x)$ 로, TY를 $F(x)$ 로 표현하고, p 를 TY가 연최대치강우계열에서 발생하는 확률로 정의하고, 혼합 검벨분포모형을 적용하였다. 혼합 검벨 분포모형의 확률밀도함수와 누적분포함수는 Eqs. (7) and (8)과 같다.

$$f(x) = p \times \frac{1}{\alpha_1} \exp \left[-\frac{x-\beta_1}{\alpha_1} - \exp \left(-\frac{x-\beta_1}{\alpha_1} \right) \right] + (1-p) \times \frac{1}{\alpha_2} \exp \left[-\frac{x-\beta_2}{\alpha_2} - \exp \left(-\frac{x-\beta_2}{\alpha_2} \right) \right] \quad (7)$$

$$F(x) = p \times \exp \left[-\exp \left(-\frac{x - \beta_1}{\alpha_1} \right) \right] + (1 - p) \times \exp \left[-\exp \left(-\frac{x - \beta_2}{\alpha_2} \right) \right] \quad (8)$$

여기서 α_1, β_1 과 α_2, β_2 는 첫 번째 모집단과 두 번째 모집단의 축척(scale)모수와 위치(location)모수이다. 즉, 발생 확률 p 에 검벨분포함수를 적용한 TY의 누적밀도함수를 곱하고 확률 $1-p$ 에 검벨분포함수를 적용시킨 COV의 누적밀도함수를 곱함으로써 혼합 검벨누적밀도함수(mixed Gumbel cumulative distribution function)를 산정한다.

연최대치강우계열을 이용하여 수문빈도해석을 실시할 때, 재현기간 T 는 비초과확률 $F(x)$ 와 Eq. (9) 와 같은 관계를 가진다.

$$F(x) = 1 - \frac{1}{T} \quad (9)$$

4. 적용결과

4.1 모수 추정 결과

본 연구에서 수집된 1961년부터 2009년까지의 일강우의 연최대치강우자료를 대상으로 각 강우자료가 TY인지 COV인지를 우선 구분하였다. Fig. 3은 대표적인 예로, 서

울, 대구, 부산, 강릉 지점의 일강우의 연최대치강우시계열을 보여주며, 가운데가 빈 흑색원은 TY, 흑색원은 COV를 나타낸다. 이에 따라 TY의 발생확률은 가운데가 빈 흑색원과 전체 자료기간의 비율로 이루어진다.

Eq. (8)의 모수는 Eq. (10)으로 표현되는 최우도법(Method of Maximum Likelihood, MLE)을 이용하여 산정되었으며, 그 결과를 AMR에 대한 모수와 함께 Table 5에 정리하였다. 서울과 인천 지점의 COV와 AMR의 축척모수(α_2 와 α)는 매우 비슷한 값을 가지며, 이는 두 지점의 AMR이 태풍으로 인한 영향보다는 COV의 영향을 받고 있다고 볼 수 있다.

$$\sum_{i=1}^n x_i \exp \left(-\frac{x_i}{\alpha} \right) - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \alpha \right) \sum_{i=1}^n \exp \left(-\frac{x_i}{\alpha} \right) = 0 \quad (10a)$$

$$\beta = \alpha \ln \left(\frac{n}{\sum_{i=1}^n \exp \left(-\frac{x_i}{\alpha} \right)} \right) \quad (10b)$$

4.2 TY와 COV의 확률분포함수의 적합도 검정

TY와 COV의 자료계열이 검벨분포함수에 적합하다는 가설을 검정하기 위해 χ^2 test를 이용하여 확률분포함수의

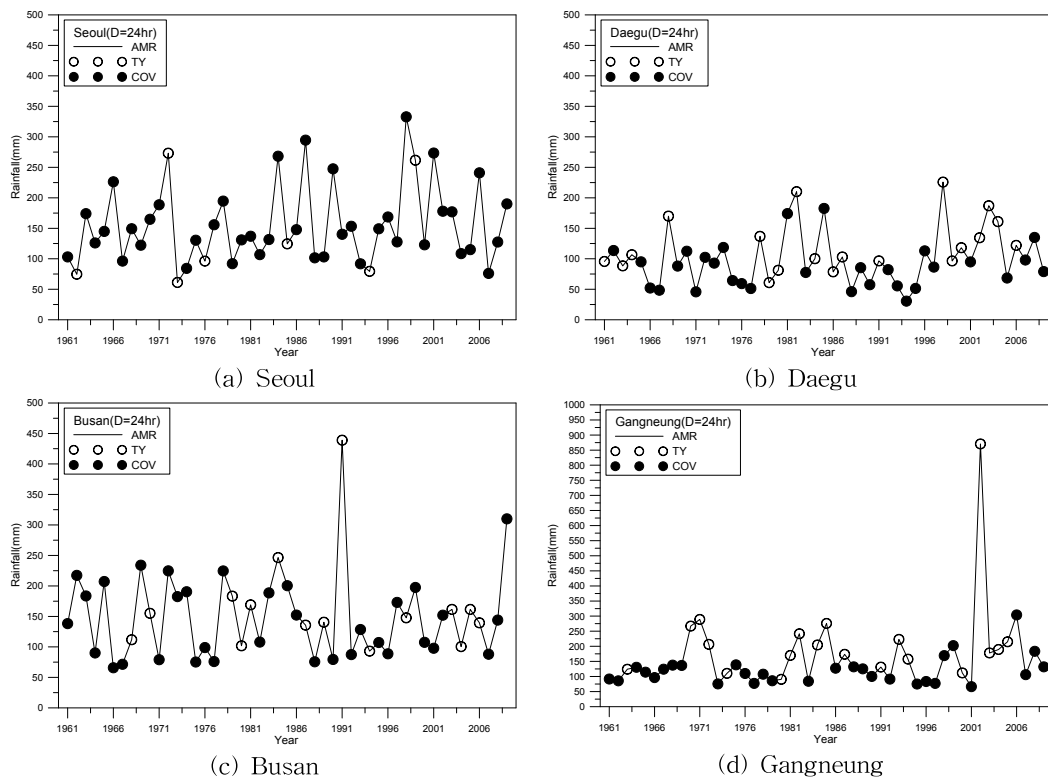


Fig. 3. Examples of Annual Maximum Time Series of Daily Rainfall for Selected Stations

Table 5. Parameters for Probability Distributions

Station	Mixed Gumbel				Gumbel		p
	TY		COV		AMR		
	α_1	β_1	α_2	β_2	α	β	
Gangneung	72.98	83.01	28.46	93.65	54.52	121.71	0.388
Seoul	34.77	45.42	46.85	118.99	46.92	125.81	0.143
Incheon	38.19	43.65	42.09	99.64	44.72	106.76	0.204
Ulleungdo	35.57	43.26	20.83	71.64	26.37	78.85	0.245
Chupungnyeong	37.84	46.84	24.21	78.51	31.14	88.33	0.306
Pohang	55.53	57.24	19.71	72.57	36.93	92.98	0.469
Daegu	41.84	53.14	23.80	68.65	33.61	80.82	0.388
Jeonju	33.99	38.33	29.19	88.14	32.92	94.69	0.184
Ulsan	54.35	70.75	27.52	82.86	42.99	105.40	0.429
Gwangju	46.86	49.79	36.44	94.94	42.54	108.19	0.265
Busan	50.54	61.31	40.75	105.79	48.02	120.15	0.306
Mokpo	45.14	47.13	24.86	86.94	30.80	97.39	0.245
Yeosu	53.13	64.19	28.45	97.18	43.72	112.54	0.326
Jeju	68.28	79.51	44.38	83.48	54.21	116.21	0.449
Seogwipo	49.96	54.54	36.51	117.51	41.47	126.71	0.224

적합도 검정을 실시하였다. χ^2 test는 Eq. (11)과 같이 나타내며 특정 확률분포함수에 대한 적합도를 검정하고자 하는 어떤 확률변량에 대해 n 개의 관측값을 크기에 의해 k 개의 계급구간으로 나누고, 각 구간에 대한 관측도수와 이론적 도수를 구하면 χ^2 변량은 다음과 같이 정의된다 (정중호와 윤용남, 2007).

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} \quad (11)$$

여기서, n_i 와 np_i 는 각각 표본자료의 i 번째 구간에 속하는 관측값의 절대도수와 이론적 도수이며, np_i 는 전체 관측 갯수 n 에 이론적인 발생확률 p_i 를 곱한 것으로 산정된다. χ^2 변량은 검정하고자 하는 이론 확률분포함수에 따라 자유도 $\nu = k - h - 1$ 를 가지는 χ^2 분포에 접근한다. 본 연구에서는 유의수준 $\alpha = 5\%$ 의 임계값($\chi_{0.95,6}^2 = 12.6$)을 이용하여 검정을 실시하였으며, Eq. (11)으로 계산된 검정 통계량 χ^2 을 Table 6에 정리하였다. 모든 지점의 χ^2 값은 임계값 보다 작으며, 검분포함수는 본 연구에 적합하게 적용될 수 있다는 것을 알 수 있다.

4.3 확률밀도함수

추정된 모수들을 기반으로 각 지점에 대해서 확률밀도

함수(PDF)를 추정하였으며, 대표적인 예로 4개 지점에 대한 결과를 Fig. 4에 도시하였다. 서울 지점은 TY를 제외하고 비슷한 PDF를 보이며 COV와 AMR의 PDF의 모양이 매우 유사하다. 대구 지점에서는 모드값이 COV, 혼합 검분포모형, AMR, TY 순으로 나타나지만 분포의 꼬리 부분에서는 AMR의 PDF가 가장 높은 값을 띤다. 이는 x 축에 해당하는 변량(강우량)의 값 중 약 200 mm 이상의 값들이 다른 값들에 비해 많다는 것을 알 수 있다. 부산 지점과 강릉 지점에서도 대구와 마찬가지로 모드값이 나타나지만, 강릉 지점의 300 mm 이상의 부분에서는 조금씩 다른 양상을 보인다. 이는 강릉 지점에 태풍이 내습할 때, 300 mm 이상의 많은 강우량을 동반한다는 것을 알 수 있다.

4.4 확률강우량

4.3절에서 추정된 확률밀도함수를 바탕으로 재현기간별 확률강우량을 산정하였다. 여기서 AMR, COV, TY의 시계열에 대해 모수추정 방법으로 MLE를 이용하고 검분포함수를 적용하여 추정된 재현기간별 확률강우량이다. Fig. 5는 대표적으로 4개 지점에 대한 결과를 보여주는 것으로, 서울 지점에서는 AMR, COV, 혼합 검분포모형이 매우 비슷한 경향을 띄며, TY만 다른 양상을 보인

Table 6. Goodness of Fit Test

Station	χ^2 test	
	TY	COV
Gangneung	5.23	7.17
Seoul	12.15	6.03
Incheon	7.36	6.18
Ulleungdo	3.71	4.39
Chupungnyeong	6.67	2.35
Pohang	8.81	8.87
Daegu	5.17	9.71
Jeonju	3.92	10.75
Ulsan	10.04	9.24
Gwangju	4.99	11.35
Busan	11.42	10.40
Mokpo	7.46	8.82
Yeosu	8.31	7.29
Jeju	9.09	4.37
Seogwipo	8.89	7.81

다. 이는 확률강우량을 산정하는데 태풍의 영향을 받는 확률이 매우 적으며, 혼합 검벨분포모형이 COV에 영향을 받음을 알 수 있다. 부산 지점에서는 혼합 검벨분포모형, COV, TY의 확률강우량은 비슷한 값을 가지며 AMR이 가장 높게 산정되는 것을 알 수 있다. 대구 지점과 강릉 지점은 혼합 검벨분포모형이 AMR과 COV의 중간에 위치하며 TY가 가장 높은 값을 보인다. 이 지점들은 태풍의 발생확률이 다른 지점에 비해 상대적으로 높으며, 본 연구에서 추정된 AMR보다 낮은 확률강우량을 가진다. 본 연구에서 도출된 확률강우량과 오태석 등(2007)의 지속시간 24시간 확률강우량과 비교해본 결과 AMR, TY, COV의 모수적 빈도해석의 재현기간별 확률강우량의 양상은 매우 유사한 결과인 것으로 판단된다.

Table 7은 재현기간 100년에 해당하는 확률강우량을 정리한 것이다. 본 연구에서 15개 지점에서 포항 지점을 제외하고 TY의 발생확률을 고려한 혼합 검벨분포모형의 확률강우량이 AMR의 확률강우량 보다 모두 낮게 추정되었

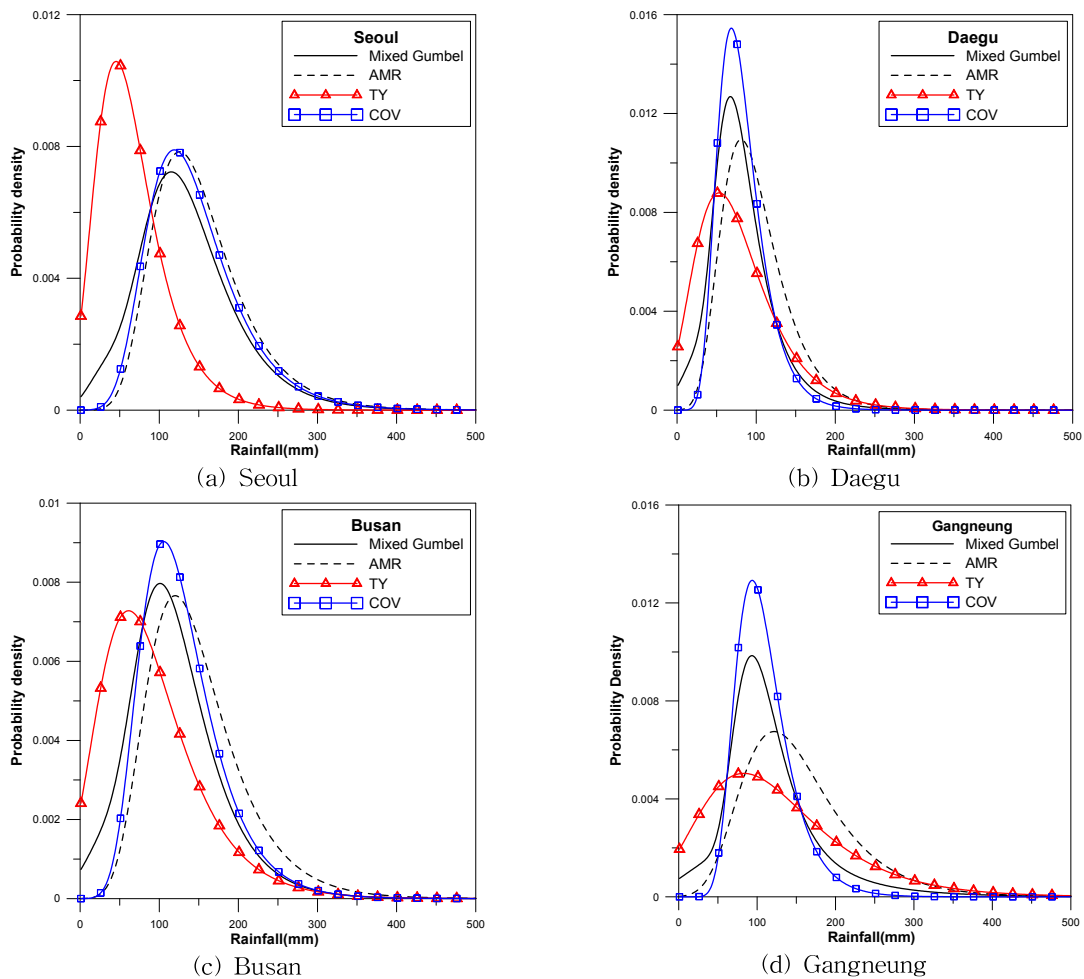


Fig. 4. Examples of Probability Density Function for Selected Stations

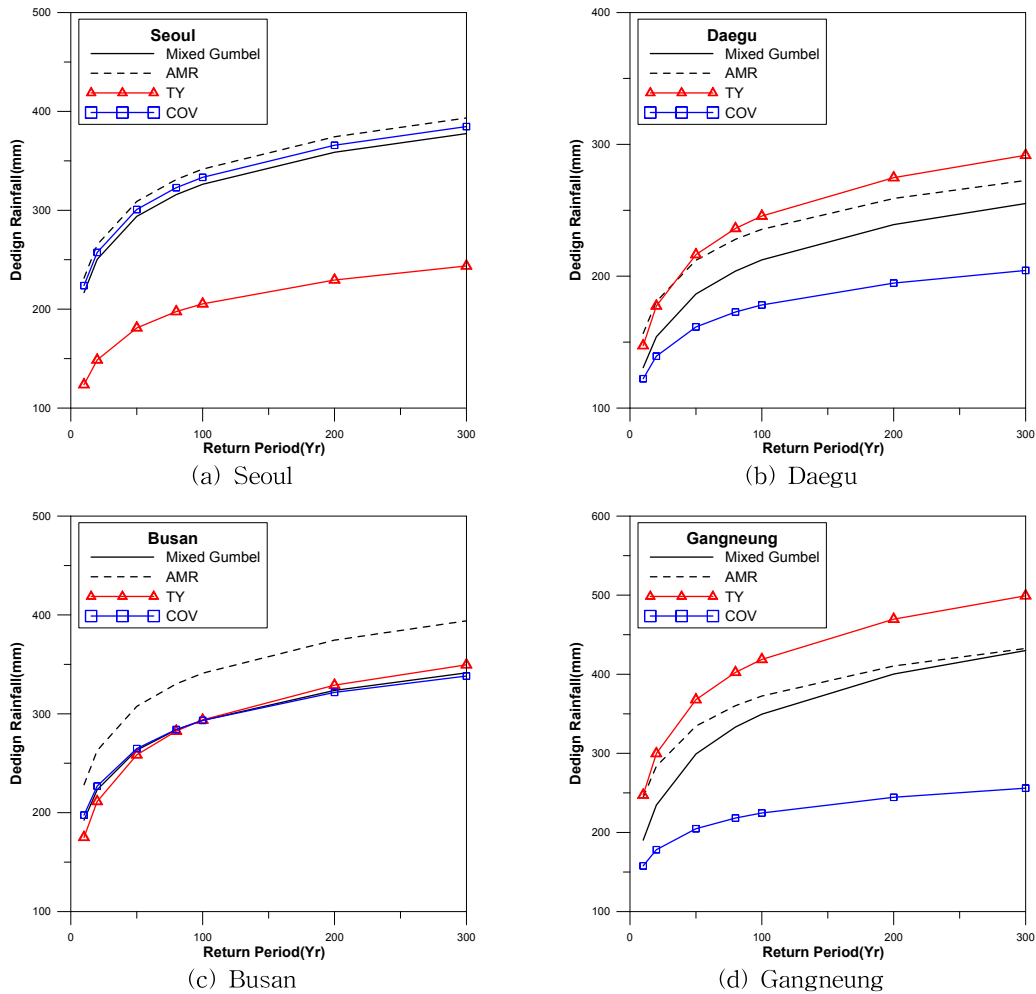


Fig. 5. Examples of Frequency Curves for Selected Stations

다. AMR과의 확률강우량을 비교해 본 결과, 적게는 약 7 mm(포항 지점), 많게는 약 52 mm(여수 지점)가 차이 나는 것을 알 수 있었다. 이는 포항 지점에서 TY의 확률강우량이 매우 크며 TY의 발생확률 또한 가장 높은 값을 가지고 있어, AMR 값보다 높은 혼합 검벨분포형의 확률강우량을 얻었다. 반면, 여수 지점에서는 TY의 발생확률이 0.326으로 상대적으로 높으나, COV의 값이 매우 낮아 혼합 검벨분포형의 확률강우량에 영향을 미친 것을 알 수 있었다. 서울 지점과 같은 경우는 태풍의 발생 확률이 0.143으로 매우 낮고 TY의 확률강우량 또한 매우 낮아 혼합 검벨분포형의 확률강우량에 영향이 적은 것으로 추정된다.

Fig. 6은 15개 지점별 재현기간 100년에 해당하는 혼합 검벨분포형의 확률강우량과 AMR에 검벨분포함수를 적용한 확률강우량의 증감 비율을 백분율을 이용하여 표시한 것이다. 동해의 포항부근을 제외하고는 전국적으로 혼합 검벨분포형을 적용한 확률강우량이 AMR에 검벨

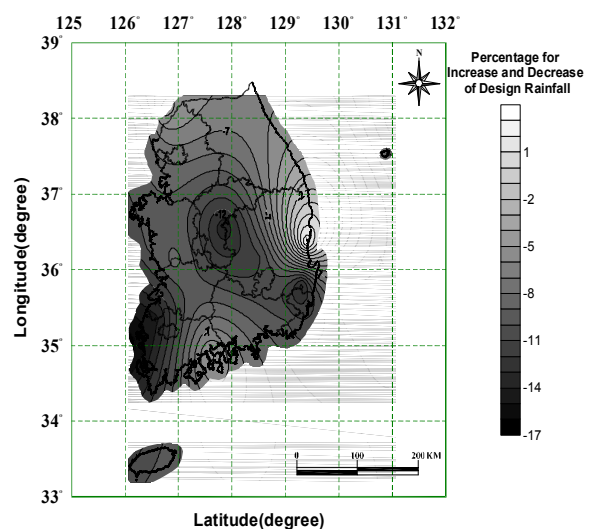


Fig 6. 100-year Rainfall Map for Showing the Percentage Increase from the Mixed Gumbel Distribution Model

Table 7. 100-year Rainfalls (mm)

Station	Mixed Gumbel	AMR (Gumbel)	TY (Gumbel)	COV (Gumbel)
Gangneung	349.6	372.5	418.7	224.6
Seoul	326.3	342.0	205.4	333.3
Incheon	285.2	312.4	219.4	293.3
Ulleungdo	178.1	200.1	206.9	167.5
Chupungnyeong	199.6	231.6	220.9	189.9
Pohang	270.5	262.7	312.7	163.2
Daegu	212.3	235.6	245.6	178.2
Jeonju	219.2	246.2	194.8	222.4
Ulsan	277.1	303.1	320.7	209.4
Gwangju	263.2	303.8	265.4	262.6
Busan	293.4	341.1	293.8	293.3
Mokpo	215.7	239.1	254.8	201.3
Yeosu	261.2	313.6	308.6	228.1
Jeju	348.8	365.6	393.6	287.6
Seogwipo	285.2	317.4	284.4	285.5

분포함수를 적용한 확률강우량보다 작아지는 것을 알 수 있다. 한반도의 내륙지방인 충청북도 부근과 한반도의 서남쪽 해안과 부산 주위 지역에서 AMR을 이용한 확률강우량 대비 혼합 검벨분포형을 적용한 확률강우량의 감소가 눈에 띄게 나타났다. 이들 지역에서는 COV에서 추정된 확률강우량이 매우 낮으며 확연히 낮은 값을 가지므로 혼합 검벨분포를 이용한 확률강우량에 영향을 끼치는 것으로 판단된다. 또한 서울을 포함한 경기도 지역에는 AMR에 검벨분포를 적용한 확률강우량과 COV의 확률강우량 차이가 매우 적고 TY의 발생확률이 매우 낮아 혼합검벨분포를 적용한 확률강우량에 끼치는 영향이 적은 것으로 판단된다.

5. 결론

본 연구는 연최대치강우계열(AMR)이 태풍으로 인한 강우(TY)와 집중호우로 인한 강우(COV)로 구성된다고 가정하고 여러 가지 시계열(AMR, TY, COV)에 대한 확률강우량과 혼합모형을 적용한 확률강우량에 대한 특성들을 살펴보았다. 본 연구를 통해 도출한 결론은 다음과 같다.

첫째, 연최대치강우계열(AMR)을 구성하는 태풍강우

(TY)와 집중강우(COV)는 서로 다른 통계적 특성을 가지는 자료계열이며, 두 자료계열 사이의 상관관계는 매우 낮다. 따라서 AMR을 단일 모집단으로 가정하고 수문빈도해석 방법을 적용하는 것은 한계를 가지고 있으며, 적절한 확률강우량을 산정하기 위해서는 혼합분포모형을 적용할 필요가 있다.

둘째, 혼합 검벨분포모형을 적용하여 산정한 일강우량에 대한 재현기간 100년 확률강우량은 AMR에 검벨분포함수를 적용한 확률강우량에 비해 전국적으로 줄어들었다. 한반도의 내륙, 남서의 해안, 동해의 부산을 중심으로 하는 지역에서 AMR에 검벨분포를 적용한 확률강우량과 혼합 검벨분포를 적용한 확률강우량의 차이가 크게 나타났다.

셋째, 혼합 검벨분포모형이 적용된 확률강우량과 AMR에 검벨분포함수를 적용한 확률강우량의 증감을 비교했을 경우, 서울을 포함한 경기 지역과 남해, 동해 북부 지역에서의 감소율은 매우 작은 경향이 나타났다.

본 연구에서 제시한 혼합 검벨분포모형을 이용하여 확률강우량을 산정을 해 본 결과, 일반적으로 이용되는 AMR만을 고려한 확률강우량보다 혼합 검벨분포모형을 이용한 확률강우량이 줄어드는 경향을 보였다. 흔히 단일 모집단으로 가정되는 AMR이 강우의 원인별로 TY와 COV

로 분리되면 각 모집단의 특성과 TY의 발생확률에 따라 변화하는 확률강우량이 산정되었다. 이는 반복되는 기후 변화와 강도가 강해지는 태풍의 영향을 고려하여 10년 단위로 새롭게 산정되는 확률강우량도 작성에 유용한 기초 자료로 이용될 수 있다고 기대된다.

감사의 글

본 연구는 국토해양부 국제수문계획(International Hydrological Program)의 제7단계 연구지원사업과 소방방재청 자연재해저감기술개발사업 [NEMA-자연-2011-42]의 지원을 받아 수행된 연구입니다.

참고문헌

오태석, 문영일, 안재현(2007) “우리나라에 발생한 태풍의 시간 강우량 특성에 관한 연구.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제40권, 제9호, pp. 709-722.

오태석, 문영일(2008). “태풍으로 인한 극한강수 특성 분석.” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제28권, 제5호, pp. 459-473.

오태석, 문영일, 전시영, 권현환(2009). “비매개변수적 모의 발생기법과 지역가중다항식을 이용한 태풍의 극치강우량 평가” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제 29권, 제 2B호, pp. 193-205.

입기석, 최은호, 전무갑, 지홍기, 이순탁(2002). “우리나라 태풍/전선의 이동과 호우특성.” **한국수자원학회 학술 발표대회논문집**, 한국수자원학회, pp. 1161-1166.

정중호, 윤용남(2007). 수자원설계실무, 구미서관.

차은정, 권혁조(2009). “지구 온난화와 태풍.” **한국방재학회지**, 한국방재학회, 제9권, 제2호, pp. 29-33.

차은정(2010). “우리나라의 장기간 강수량 특징-집중호우와 태풍을 중심으로-.” **한국방재학회지**, 한국방재학회, 제10권, 제2호, pp. 64-73.

Cha, E-J., Kimoto, M., Lee, E-J., and Jhun, J-G. (2007). “The recent increase in the heavy rainfall events in August over the Korean peninsula.” *Journal of Korean*

Earth Science Society, Vol. 28, No. 5, pp. 585-597.

Gibbons, J.D. (1985). *Nonparametric Statistical Inference*, Marcel Dekker Inc., N.Y.

Grego, J.M., and Yates, P.A. (2010). “Point and standard error estimation for quantiles of mixed flood distribution.” *Journal of Hydrology*, Vol. 391, pp. 289-301.

Haan, C.T. (1977). *Statistical Methods in Hydrology*, The Iowa State University Press, Ames, Iowa, USA.

IPCC(2007). *Climate Change, 2007: The Physical Science Basis. Contributions of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA

Kedem, B., Chiu, L.S., and Karni, Z. (1990). “An analysis of the threshold method for measuring area-average rainfall.” *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 29, pp. 3-20.

Sultan, K.S., Ismail, M.A., and Moisher, A.S. (2007). “Mixture of two inverse Weibull distributions: properties and estimation.” *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 51, pp. 5377-5387.

Walpole, R.E., Myers, R.H., Myers, S.L., and Ye, K. (2002). *Probability and Statistics for Engineers and Scientists*, Prentice-Hall Inc., Upper Saddle River, N.J.

Yoo, C., Jung, K-S., and Kim, T-W. (2005). “Rainfall frequency analysis using a mixed Gamma distribution: evaluation of the global warming effect on daily rainfall.” *Hydrological Processes*, Vol. 19, pp. 3851-3861.

Yoo, C., Kim, K., Kim, H.S., and Park, M.J. (2007). “Estimation of areal reduction factors using a mixed gamma distribution.” *Journal of Hydrology*, Vol. 335, pp. 271-284.

논문번호: 11-063	접수: 2011.06.13
수정일자: 2011.28.10/2012.01.02	심사완료: 2012.01.02