

이변량 Gumbel 혼합모형을 이용한 홍수심도 평가

Evaluation of Flood Severity Using Bivariate Gumbel Mixed Model

이 정 호* / 정 건 회** / 김 태 응***

Lee, Jeong Ho / Chung, Gunhui / Kim, Tae Woong

Abstract

A flood event can be defined by three characteristics; peak discharge, total flood volume, and flood duration, which are correlated each other. However, a conventional flood frequency analysis for the hydrological plan, design, and operation has focused on evaluating only the amount of peak discharge. The interpretation of this univariate flood frequency analysis has a limitation in describing the complex probability behavior of flood events. This study proposed a bivariate flood frequency analysis using a Gumbel mixed model for the flood evaluation. A time series of annual flood events was extracted from observations of inflow to the Soyang River Dam and the Daechung Dam, respectively. The joint probability distribution and return period were derived from the relationship between the amount of peak discharge and the total volume of flood runoff. The applicability of the Gumbel mixed model was tested by comparing the return periods acquired from the proposed bivariate analysis and the conventional univariate analysis.

keywords : Gumbel mixed model, Bivariate flood frequency analysis, Flood evaluation

요 지

홍수사상은 크게 첨두홍수량, 홍수용적, 지속기간 등과 같은 서로 상관된 세 가지의 요소로 정의될 수 있다. 그러나 그동안 수공학적 계획이나 설계, 운영 등을 위한 홍수빈도해석에서는 주로 첨두홍수량 한가지 요소에 초점을 맞추어 홍수빈도해석을 수행해 왔다. 이러한 단변량 홍수빈도해석은 서로 상관된 홍수사상 사이의 복잡한 확률적 거동을 분석하는 데 있어 한계를 가지고 있다. 따라서, 본 연구에서는 Gumbel 혼합모형을 이용한 이변량 홍수빈도해석을 수행하여 홍수심도를 평가하는 방안을 제시하였다. 소양강댐의 35개년 일유입량 자료와 대청댐의 28개년 일유입량 자료에 대해 각각의 홍수사상을 분리하고, 분리한 홍수사상에 대해 첨두홍수량과 홍수용적 사이의 결합분포와 결합재현기간 등을 도출하였다. 또한 이러한 이변량 홍수빈도해석에 의해 도출된 홍수 특성을 단변량 홍수빈도해석의 결과와 비교함으로써, 홍수심도 평가에 있어 이변량 홍수빈도 해석기법의 적용성에 관하여 검토하였다.

핵심용어 : Gumbel 혼합모형, 이변량 홍수빈도해석, 홍수심도 평가

* 정회원, 한양대학교 대학원 건설환경공학과 석사과정

Graduate Student, Dept of Civil and Environmental Eng., Hanyang Univ., Seoul 133-791, Korea

** 정회원, 고려대학교 방재과학기술연구소 연구교수

Research Prof., Research Center for Disaster Prevention Science and Technology, Korea Univ., Seoul 136-713, Korea

*** 교신저자, 정회원, 한양대학교 건설환경시스템공학전공 조교수

Corresponding Author, Assistant Prof., Dept. of Civil & Environmental System Eng., Hanyang Univ., Ansan 426-791, Korea

(e-mail: twkim72@hanyang.ac.kr)

1. 서론

그동안 홍수사상의 빈도해석 및 설계 홍수량의 산정, 홍수심도 평가 등에는 주로 침투홍수량 한 가지에 초점을 맞춘 단변량 홍수빈도해석법이 주로 사용되어져 왔다. 그러나 홍수사상은 크게 침투홍수량, 홍수용적, 지속기간 등과 같은 서로 상관된 세 가지의 요소로 구성되어 있으므로, 그 중 한 가지 요소의 데이터만을 이용하는 단변량 홍수빈도해석법으로는 홍수사상을 구성하고 있는 특성들 간의 다양한 결합 확률적 거동을 파악하는 데 한계가 있다. 예를 들어, 과거 하천 제방 중심의 치수사업에서는 침투홍수량 한 가지 요소만을 가지고 빈도해석을 수행한 후 특정 홍수량에 해당하는 홍수위가 제방의 높이보다 낮으면 안전한 것으로 판단하였기 때문에 단변량 빈도해석법을 적용하는 데 큰 문제가 없었다. 그러나 최근 국내에서 하류부의 홍수량 증가 등 기존의 하천 제방 중심 치수사업에서 지적되어 온 문제를 해결하기 위한 대안으로 제시되어 수립되거나 진행 중에 있는 유역종합치수계획에서는 천변저류지나 홍수조절지 등 다양한 홍수 방어시설을 이용하여 해당 유역의 홍수피해 저감을 도모하고 있다. 따라서 침투홍수량뿐만 아닌 홍수용적에 대한 고려 또한 필요하게 되었으며 기존의 침투홍수량 위주의 단변량 빈도해석법을 그대로 적용하기에는 무리가 있다.

최근 강우사상과 홍수사상의 평가에 이변량 빈도해석 모형 등을 이용한 여러 연구들이 진행되고 있다(권영문과 김태웅, 2009; Kelly and Krzysztofowicz, 1997; Ashkar *et al.*, 1998; Yue *et al.*, 1999; Yue, 2000a; 2000b; Yue, 2001a; Yue, 2001b; Yue, 2001c; Yue and Rasmussen, 2002; Shiau, 2003; Zhang and Singh, 2006; Carlos, 2007; Kao, 2007; Lee *et al.*, 2009). 여러 가지 이변량 분포형 중에서 Gumbel 혼합모형을 빈도해석에 적용하여 안정적인 설계수문량을 예측하는 데 이용한 여러 연구들이 있으나(Gumbel, 1960; Gumbel and Mustafi, 1967; Oliveria, 1982; Yue *et al.*, 1999; Yue, 2000a; Lee *et al.*, 2009), 홍수심도 평가에 관한 연구결과와는 많지 않다. 최근들어 유출수문곡선과 돌발홍수지수를 이용하여 홍수심도를 산정하는 연구가 수행된 바 있다(김병식과 김형수, 2008; 위성욱 등, 2008).

본 연구에서는 Gumbel 혼합모형을 이용하여 이변량 빈도해석을 수행함으로써 침투홍수량과 홍수용적의 결합분포와 결합 재현기간 등을 도출한 후, 앞서 언급한 단변량 빈도해석법의 문제점을 개선하기 위한 방안으로 이변량 빈도해석 결과를 단변량 홍수빈도 해석의 결과와 비교·분석함으로써 홍수심도 등을 평가하는 방안을

제시하였고, 이를 통해 이변량 홍수빈도 해석법의 적용성을 검토하였다.

2. Gumbel 혼합모형

여러 가지 이변량 분포형 중에서 Gumbel 혼합모형(Gumbel mixed model)은 홍수사상의 결합 확률적 거동을 안정적으로 예측하여 수문학적 빈도해석에 다양하게 적용되어져 왔다(Gumbel, 1960; Gumbel and Mustafi, 1967; Oliveria, 1982; Yue *et al.*, 1999; Yue, 2000a; Yue, 2001c; Lee *et al.*, 2009). Gumbel 혼합모형의 결합누적분포함수(joint cumulative distribution function, jcdf)는 아래의 Eq. (1)과 같다(Gumbel, 1960; Yue *et al.*, 1999; Yue, 2000a).

$$F_{X,Y}(x,y) = F_X(x)F_Y(y)\exp \quad (1)$$

$$\left\{ -\theta \left[\frac{1}{\ln F_X(x)} + \frac{1}{\ln F_Y(y)} \right]^{-1} \right\}, (0 \leq \theta \leq 1)$$

여기서 $F_X(x)$ 와 $F_Y(y)$ 는 각각 X와 Y의 주변분포함수(marginal distribution function) 또는 누적분포함수(cumulative distribution function)로써, Eq. (2)와 같다(Yue, 2000a). 본 연구에서는 변량 X와 Y를 각각 침투홍수량과 홍수용적으로 선정하여 이를 주요 확률적 결합 시나리오로 결정하고 빈도해석을 수행하였다.

$$F_X(x) = \exp \left[-\exp \left(-\frac{x-u_X}{\lambda_X} \right) \right] \quad (2a)$$

$$F_Y(y) = \exp \left[-\exp \left(-\frac{y-u_Y}{\lambda_Y} \right) \right] \quad (2b)$$

여기서 u_X 와 u_Y 는 각각 X와 Y의 위치 매개변수(location parameter)이고, λ_X 와 λ_Y 는 각각 축척 매개변수(scale parameter)이다.

Eq. (1)에서 $\theta(0 \leq \theta \leq 1)$ 는 X와 Y간의 조합을 가능하게 하는 회합 매개변수(association parameter)이고, Eq. (3)과 같이 계산된다(Gumbel and Mustafi, 1967; Oliveria, 1975; 1982).

$$\theta = 2 \left[1 - \cos \left(\pi \sqrt{\frac{\rho}{6}} \right) \right], (0 \leq \rho \leq 2/3) \quad (3)$$

여기서 ρ 는 PPMCC (Pearson's product-moment correlation coefficient)이고, Eq. (4)와 같이 계산된다.

$$\rho = \frac{E[(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)]}{\sigma_X\sigma_Y} \quad (4)$$

여기서 μ_X 와 μ_Y 는 각각 X와 Y의 평균(mean), σ_X 와 σ_Y 는 각각 X와 Y의 표준편차(standard deviation)이다. $\rho = 0$ 일 때, 회합 매개변수 θ 는 0이 된다. 이것은 두 변수 X와 Y가 통계적으로 독립임을 의미하고, 결합 누적분포함수는 두 개의 주변분포함수를 이용하여 Eq. (5)와 같이 표현할 수 있다.

$$F_{X,Y}(x,y) = F_X(x)F_Y(y) \quad (5)$$

$\rho = 2/3$ 일 때, 회합 매개변수 θ 는 상한값인 1이 된다. Oliveria (1975, 1982)에 의하면 $\rho > 2/3$ 일 때, Gumbel 혼합모형은 사용할 수 없다. Gumbel 혼합모형은 상관관계수가 $0 \leq \rho \leq 2/3$ 일 때만 적합하게 결합분포를 나타낼 수 있다.

$Y=y$ 일 경우, X의 조건부 누적분포함수(conditional cumulative distribution function, ccdf) $F_{X|Y}(x|y) = P(X \leq x|Y=y)$ 는 Eq. (6)과 같다(Yue, 2000a).

$$F_{X|Y}(x|y) = \frac{\int_{-\infty}^x f_{X,Y}(u,y) du}{f_Y(y)} \quad (6)$$

$$= F_{X,Y}(x,y) \left\{ \frac{\exp\left[-\frac{y-u_Y}{\lambda_Y}\right] - \exp\left[\frac{2(y-u_Y)}{\lambda_Y} + \exp\left(-\frac{y-u_Y}{\lambda_Y}\right)\right]}{\theta \left[\exp\left(\frac{x-u_X}{\lambda_X}\right) + \exp\left(\frac{y-u_Y}{\lambda_Y}\right) \right]^2} \right\}$$

또한 $Y \leq y$ 일 때, X의 조건부 누적분포함수 $F'_{X|Y}(x|y) = P(X \leq x|Y \leq y)$ 는 다음 Eq. (7)과 같다.

$$F'_{X|Y}(x|y) = \frac{F_{X,Y}(x,y)}{F_Y(y)} \quad (7)$$

$$= F_X(x) \cdot \exp\left\{-\theta \left[\frac{1}{\ln F_X(x)} - \frac{1}{\ln F_Y(y)} \right]^{-1}\right\}$$

수공구조물의 설계에서는 초과확률에 의해 산정된 재현기간이 유용하게 사용되므로, 누적분포함수로부터 재현기간을 산정할 필요가 있다(권영문과 김태웅, 2009). 여러 가지 확률적 결합시나리오에 해당하는 재현기간은 Eq. (8)과 같다.

$$T_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{1 - F_{X,Y}(x,y)} \quad (8a)$$

$$T'_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + F_{X,Y}(x,y)} \quad (8b)$$

$$T_{X|Y}(x|y) = \frac{1}{1 - F_{X|Y}(x|y)} \quad (8c)$$

$$T'_{X|Y}(x|y) = \frac{1}{1 - F'_{X|Y}(x|y)} \quad (8d)$$

결합 재현기간 $T_{X,Y}(x,y)$ 는 X, Y 두 변량 중 어느 한 변량이 초과하거나 또는 두 변량 모두 초과했을 때의 재현기간을 의미하며, 결합 재현기간 $T'_{X,Y}(x,y)$ 는 두 변량 모두 초과하는 사상에 대한 재현기간을 의미한다(권영문과 김태웅, 2009). 이변량 재현기간의 산정식과 관련된 확률적 결합 시나리오를 Table 1에 정리하였다.

3. Gumbel 혼합모형의 적용

본 연구에서는 상류에 댐 등의 대규모 개발이 이루어지지 않아 인위적인 치수나 이수 수요가 미미하여 자연유량으로 간주할 수 있는 소양강댐의 35개년(1974-2008)과 대청댐의 28개년(1981-2008) 일 유입량 자료에서 각각 35개, 28개의 연 최대 홍수사상을 분리한 결과를 이변량 빈도해석의 대상 자료로 활용하였다.

3.1 홍수사상의 분리

홍수사상 요소는 침투홍수량(flood peak), 홍수용적

Table 1. Bivariate Return Period and Corresponding Cumulative Distribution Function (Lee *et al.*, 2009)

Case	Return Period	Cumulative distribution function
Joint	$T_{x,y} = \frac{1}{1 - F_{x,y}(x,y)}$	$F_{X,Y}(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y)$ $F_X(x) = P(X \leq x)$ $F_Y(y) = P(Y \leq y)$
	$T'(x,y) = \frac{1}{1 - F_x(x) - F_y(y) + F(x,y)}$	
Conditional	$T(x y) = \frac{1}{1 - F_{x y}(x y)}$	$F_{X Y}(x y) = P(X \leq x Y=y)$
	$T'(x y) = \frac{1}{1 - F'_{x y}(x y)}$	$F'_{X Y}(x y) = P(X \leq x Y \leq y)$

(flood volume), 지속기간(flood duration)이다. 본 연구에서는 Fig. 1에서처럼 대상 자료의 연도별 연 최대 홍수량인 첨두홍수량(Q)을 기준으로 하여 그 전후로 유량이 평수위에서 급격히 증가하였을 때를 시점으로, 증가한 유량이 첨두홍수량에 도달한 후 다시 감소하여 시점의 수준으로 되돌아왔을 때를 종점으로 하여 지속기간(D)을 설정함으로써 홍수사상을 분리하였다. 홍수용적(V)는 지속기간(D) 내 모든 일유량의 합이다.

지속기간(D)의 산정식은 다음 Eq. (9)과 같다.

$$D_i = ED_i - SD_i \quad (9)$$

여기서 D_i 는 i 번째 년도의 홍수 지속시간, ED_i 는 i 번째 년도 홍수유출 종점의 날짜, SD_i 는 i 번째 년도 홍수유출 시점의 날짜이다.

홍수용적(V)의 산정식은 다음 Eq. (10)과 같다.

$$V_i = \sum_{j=SD_i}^{ED_i} q_{ij} - \frac{1}{2}(q_{is} + q_{ie}) \quad (10)$$

여기서 q_{is} 와 q_{ie} 는 각각 i 번째 년도의 홍수유출 시점과 종점의 일 유량치이다. 첨두홍수량(Q)의 산정식은 다음 Eq. (11)와 같다.

$$Q_i = \text{Max}\{q_{ij}\}, j = SD_i, SD_i + 1, SD_i + 2, \dots, ED_i \quad (11)$$

이러한 홍수사상 분리법의 정확도를 위하여 각 홍수사상의 지속기간에 해당하는 날짜들의 강우량 자료를 참고하였고, 강우량 자료를 토대로 지속기간을 보정하는 과정을 거쳐 최종적으로 소양강댐과 대청댐의 홍수

사상을 결정하여 Fig. 2에 도시하였다. 이와 같은 홍수사상이 이변량 빈도해석을 위한 기본 자료이다.

3.2 통계량과 매개변수 산정

본 연구에서 주요 확률적 결합 시나리오로 결정된 소양강댐과 대청댐 홍수사상의 첨두홍수량과 홍수용적 자료의 통계량과 상관계수, 그리고 매개변수 산정 결과를 Table 2에 정리하였다. 상관계수 ρ 는 두 변량 X와 Y 간의 상관성을 나타내는 지표로서, Eq. (4)에 의해 산정된다. Table 2에 제시되어 있는 결과에서 소양강댐의 첨두홍수량(Q)과 홍수용적(V) 간의 상관계수는 0.6494, 대청댐의 첨두홍수량(Q)과 홍수용적(V) 간의 상관계수는 0.6228로 각각 높은 상관관계를 보이고 있음을 확인할 수 있다. 회합 매개변수 θ 는 Eq. (3)에 의해 각각 0.9765과 0.9399로서, 상관계수와 회합모수 모두 Gumbel 혼합모형의 적용 가능 조건인 2/3과 1을 각각 초과하지 않음으로써 Gumbel 혼합모형의 적용이 가능함을 확인하였다. 매개변수 추정에는 수학적 적용이 간편하고, 추정값을 안정적으로 추정하는 모멘트법(method of moments, MOM)을 이용하였다. 자료의 평균(M)과 표준편차(S)를 요소로 하여 Gumbel 혼합모형의 위치 매개변수(u)와 척척 매개변수(λ)를 다음의 Eq. (12)과 같이 산정하였다.

$$\lambda = \frac{\sqrt{6}}{\pi} S \quad (12a)$$

$$u = M - 0.577\lambda \quad (12b)$$

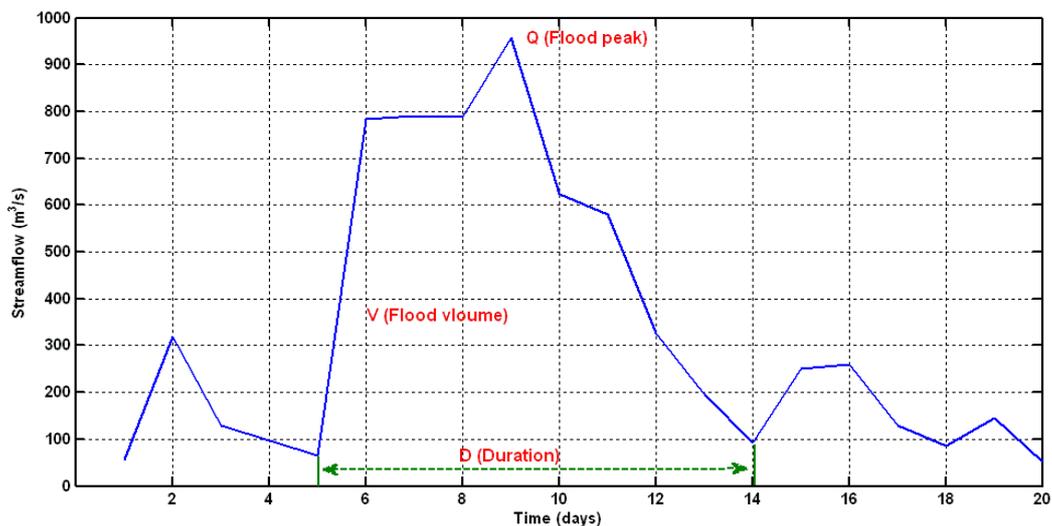
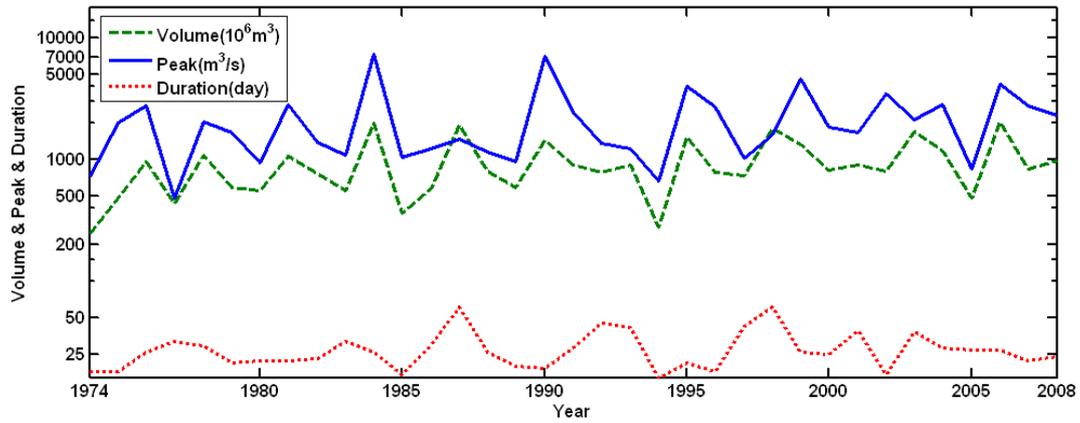
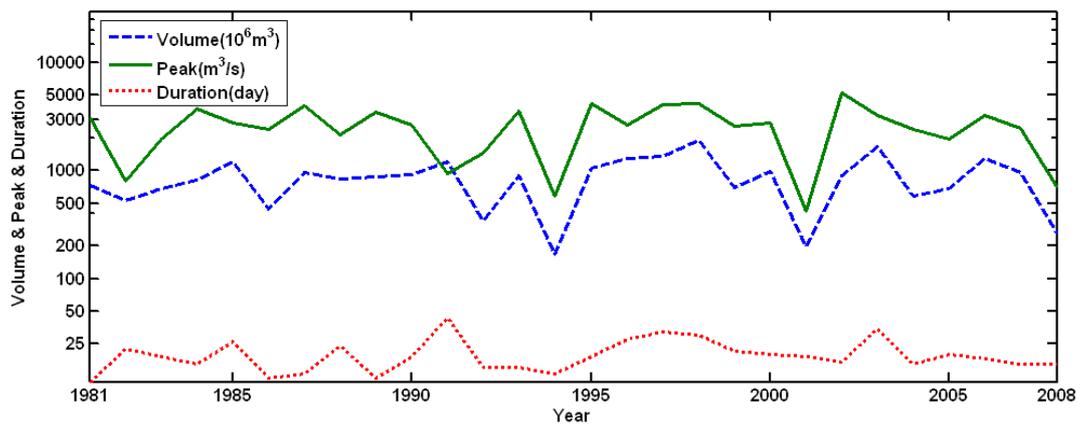


Fig. 1. Characteristics of Flood Events



(a) Soyang River Dam



(b) Daechung Dam

Fig. 2. Flood Events Time Series (a) Soyang River Dam (b) Daechung Dam

Table 2. Statistics and Parameters of Flood Peak (Q) and Volume (V)

Dam	Statistics				Parameters of Gumbel				Correlation coefficient		Association parameter	
	Soyang		Dae-chung		Soyang		Dae-chung		Soyang	Dae-chung	Soyang	Dae-chung
	M	S	M	S	u	λ	u	λ	ρ	ρ	θ	θ
Q (m ³ /s)	2230	1627	2640	1240	1524	1268	2101	967	0.6494	0.6228	0.9765	0.9399
V ($\times 10^6$ m ³)	949	496	877	422	734	387	694	329				

3.3 홍수사상 자료의 적합도 검증

소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료들이 주변분포인 Gumbel 분포형에 적합한지의 여부를 판단하기 위하여 Kolmogorov-Smirnov(K-S) 검정을 실시하였다. Table 3에서처럼 소양강댐의 경우 표본 크기 35, 유의수준 5%에서의 K-S 임계치는 $D_{35}(0.05)=0.230$, 대청댐의 경우 표본 크기 28, 유의수준 5%에서의 K-S 임계치는 $D_{28}(0.05)=0.257$ 이다. 소양강댐 홍수사상 자

료의 경우 첨두홍수량의 K-S 통계치는 $D_{\max}(Q)=0.111$ 이고, 홍수용적의 K-S 통계치는 $D_{\max}(V)=0.087$ 로서 그 값이 모두 임계치인 0.230보다 작았다. 대청댐 홍수사상 자료의 경우에도 첨두홍수량의 K-S 통계치는 $D_{\max}(Q)=0.136$, 홍수용적의 K-S 통계치는 $D_{\max}(V)=0.089$ 로서 역시 그 값이 모두 임계치인 0.257보다 작아, K-S 검정 결과 소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료는 모두 Gumbel 분포에 대해 적합함을 확인할 수 있었다.

Table 3. The Kolmogorov–Smirnov (K–S) Test of Flood Events Data

Method	Kolmogorov–Smirnov Test			
Object	Soyang(Q)	Soyang(V)	Daechung(Q)	Daechung(V)
Test Value	0.111	0.087	0.136	0.089
# of data	35	35	28	28
Critical Value	0.230	0.230	0.257	0.257
Result	test value < critical value ⇒ Distribution is accepted	test value < critical value ⇒ Distribution is accepted	test value < critical value ⇒ Distribution is accepted	test value < critical value ⇒ Distribution is accepted

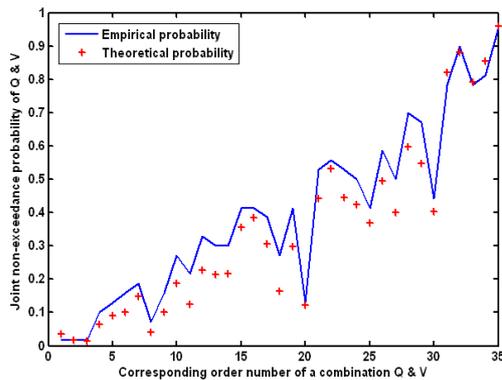


Fig. 3. Comparison of Empirical and Theoretical Joint Probabilities of Flood Peak and Volume (Soyang River Dam)

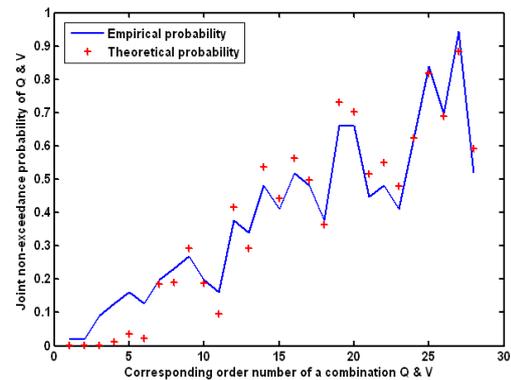


Fig. 4. Comparison of Empirical and Theoretical Joint Probabilities of Flood Peak and Volume (Daechung Dam)

3.4 경험적 확률과 이론적 확률

경험적 결합확률은 Gringorten 공식을 통해 Eq. (13) 과 같이 산정할 수 있다(Yue *et al.*, 1999; Yue 2000a).

$$P_{ml} = P(X \leq x_m, Y \leq y_l) = \frac{n_{ml} - 0.44}{N + 0.12} \quad (13)$$

여기서 N 은 표본자료의 수이고, n_{ml} 은 x_m 와 y_l 을 초과하지 않는 결합 발생 빈도이다. 이론적 확률은 Gumbel 혼합모형의 결합누적분포함수식인 Eq. (1)에 의해 산정된다.

소양강댐과 대청댐 홍수사상 자료에 대한 경험적 확률과 Gumbel 혼합모형을 이용한 이론적 확률의 비교 결과를 각각 Fig. 3과 Fig. 4에 나타내었다. Fig. 3은 소양강댐의 첨두홍수량을 기준으로 오름차순 정리한 홍수사상 자료의 경험적, 이론적 비초과 확률을 비교한 것이다. 같은 방법으로 Fig. 4에 대청댐의 홍수사상 자료에 대한 경험적 확률과 이론적 확률을 비교한 내용을 정리하였다. 실선은 첨두홍수량과 홍수량의 경험적 결합확률을 나타내고 있고, 이론적 결합확률에 대응하는 것들은

+표시로 나타내어져 있다. 이러한 방법으로 경험적 확률과 이론적 확률의 일치성을 확인할 수 있었다.

3.5 결합분포의 적합도 검정

소양강댐과 대청댐 각각의 결합분포가 Gumbel 혼합모형에 적합한지의 여부를 판단하기 위하여 Kolmogorov–Smirnov (K–S) 검정을 실시하였다. 이 방법은 관측된 자료의 누가 주상도와 이론적인 누가 확률밀도함수와의 차이를 구해 그 중 최대로 나타나는 차이를 K–S 통계치로 간주하여 K–S 임계치와 비교하여 적합도를 판단하는 방법이다(권영문과 김태웅, 2009). Table 4에서처럼 소양강댐의 경우 표본 크기 35, 유의수준 5 %에서의 K–S 임계치는 $D_{35}(0.05) = 0.230$, 대청댐의 경우 표본 크기 28, 유의수준 5 %에서의 K–S 임계치는 $D_{28}(0.05) = 0.257$ 이다. 소양강댐의 경우 첨두홍수량과 홍수용적 간 결합분포의 경험적 확률과 이론적 확률의 최대 차가 0.122로, 임계치인 0.230보다 작았다. 대청댐의 경우에도 첨두홍수량과 홍수용적 간 결합분포의 경험적 확률과 이론적 확률의 최대 차가 0.127로, 역시 그 값이 임계치인 0.257보다 작아, K–S 검정 결과 소양강댐과 대청댐의 결합분

또는 모두 Gumbel 혼합모형에 대해 적합함을 확인할 수 있었다.

3.6 결합분포 추정

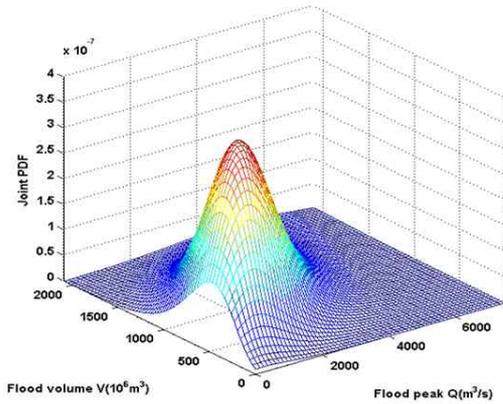
3.6.1 결합 확률밀도함수와 결합 누적분포함수

소양강댐과 대청댐 각각의 침투홍수량과 홍수용적

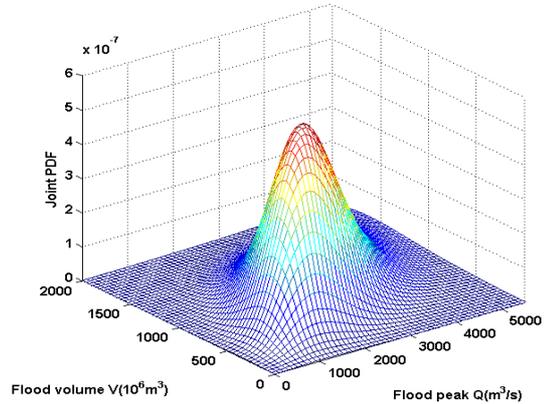
간 결합 확률밀도함수와, 앞서 산정한 매개변수 값들을 이용하여 Eq. (1)에 의해 결합누적분포함수 $F_{X,Y}(x,y)$ 를 추정한 결과를 각각 Fig. 5와 Fig. 6에 도시하였다. 이러한 이변량 홍수빈도 해석법의 결합누적분포함수는 단변량 홍수빈도 해석법에서는 불가능한 침투홍수량과 홍수용적의 다양한 발생 조합을 표현할 수 있고, 이것은

Table 4. Kolmogorov-Smirnov(K-S) of Joint Distribution

Method	Kolmogorov-Smirnov Test	
Object	Soyang River Dam	Daechung Dam
Test Value	0.122	0.127
# of data	35	28
Critical Value	0.230	0.257
Result	test value < critical value ⇒ Distribution is accepted	test value < critical value ⇒ Distribution is accepted

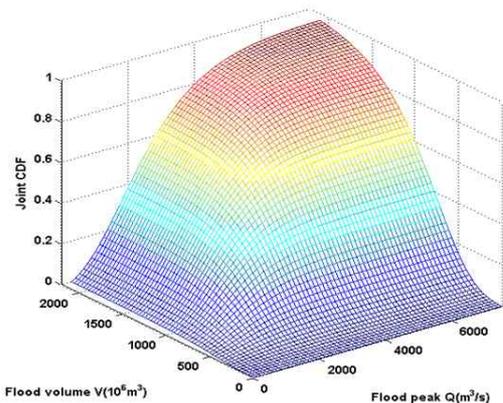


(a) Soyang River Dam

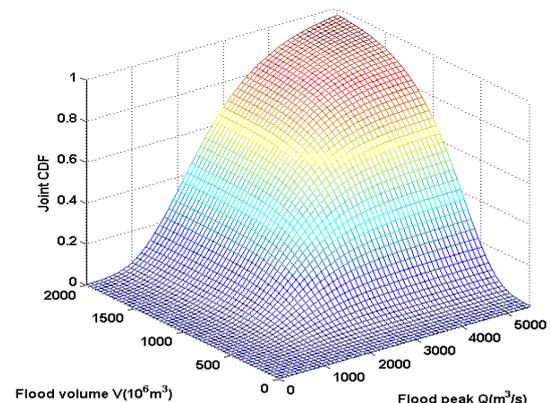


(b) Daechung Dam

Fig. 5. Joint Probability Density Function of Flood Peak (Q) and Volume (V)



(a) Soyang River Dam



(b) Daechung Dam

Fig. 6. Joint Cumulative Distribution Function of Flood Peak (Q) and Volume (V)

홍수사상의 발생 확률 또는 결합 재현기간 추정기의 기본 자료로 활용된다.

3.6.2 결합 재현기간

소양강댐과 대청댐 홍수사상 자료의 연도별 침투홍수량과 홍수용적 간 조합에 대응하는 결합 재현기간을 추정한 결과를 각각 Table 5와 Table 6에 나타내었다. 단변량 홍수빈도 해석법과의 비교를 위해 국립방재연구소의 FARD2006을 이용하여 동일한 자료에

대해 산정한 단변량 홍수빈도 해석 결과 역시 같이 나타내었다.

3.7 홍수심도 평가

Table 5와 Table 6의 결합 재현기간 산정 결과를 통해, 소양강댐과 대청댐의 과거 홍수에 대한 홍수심도를 평가하였다. 이해를 돕기 위해 Fig. 7에 Table 5와 Table 6의 산정 결과들을 비교·분석한 결과를 나타내었다. 단변량 해석 결과 중 침투홍수량에 의한 해석 결과

Table 5. Comparison of Joint Return Period by Bivariate Flood Frequency Analysis and Univariate Flood Frequency Analysis (Soyang River Dam)

Year	Peak (Q, m ³ /s)	Volume (V, m ³)	Return Period (year)		
			Univariate analysis (Q)	Univariate analysis (V)	Bivariate analysis (Q&V)
1974	724.3	244010880	1.1037	1.026	1.1804
1975	1994.7	482112000	2.0746	1.168	2.0066
1976	2767.5	969338880	3.8361	2.468	3.197
1977	474.8	433995840	1.0502	1.123	1.1131
1978	2056	1089132480	2.1682	3.192	2.0757
1979	1674.9	587805120	1.6762	1.304	1.6995
1980	941.1	549495360	1.1756	1.248	1.2584
1981	2835.7	1054598400	4.0699	2.958	3.3426
1982	1391.1	774446400	1.426	1.709	1.4913
1983	1084.3	548821440	1.239	1.247	1.3212
1984	7405.6	1989308160	354.44	30.813	103.74
1985	1051.7	358871040	1.2233	1.072	1.3061
1986	1217.3	581264640	1.3107	1.294	1.3887
1987	1481	1910917440	1.4962	25.027	1.5515
1988	1164.5	797558400	1.2806	1.778	1.3608
1989	958	584694720	1.1824	1.299	1.2653
1990	7062.6	1449619200	251.04	7.561	79.28
1991	2443	904288320	2.9226	2.166	2.6043
1992	1361	776736000	1.4041	1.716	1.4723
1993	1232.3	908219520	1.3197	2.183	1.3969
1994	664.9	276013440	1.0884	1.035	1.1624
1995	4029.4	1539492480	12.31	9.497	7.721
1996	2737.4	785712960	3.738	1.742	3.1352
1997	1023.5	730434240	1.2104	1.591	1.2934
1998	1588	1825346880	1.5905	19.965	1.63
1999	4665.3	1340487360	22.9	5.765	12.409
2000	1853.4	807658560	1.8811	1.810	1.8604
2001	1656.8	899009280	1.6576	2.144	1.6846
2002	3449.6	791112960	7.0946	1.758	5.0826
2003	2131	1713234240	2.2914	14.879	2.1653
2004	2810.8	1176258240	3.9827	3.892	3.2885
2005	832.8	483969600	1.1364	1.170	1.217
2006	4212	2060881920	14.692	37.282	8.8357
2007	2774.8	825716160	3.8604	1.869	3.2122
2008	2307.6	977391360	2.6233	2.510	2.3998

를 실선으로, 홍수용적에 의한 해석 결과를 +표시로, 이변량 해석 결과에 의한 결과를 점선으로 나타내었다. 이처럼 재현기간에 의한 홍수심도 평가에 있어 소양강댐과 대청댐의 경우 모두 전체적으로 이변량 결합 재현기간 추정 결과가 단변량 해석 결과 중 첨두홍수량에 의한 해석 결과와 유사한 양상을 보였다. 그러나 그 중 소양강댐의 1984년과 1990년 결과치의 경우 두 빈도 해석법 간 큰 차이를 보였는데, 이는 이변량 홍수빈도 해석 시 첨두홍수량과 홍수용적 두 가지 요소가 서로 결합빈도에 영향을 미쳤기 때문으로 판단된다.

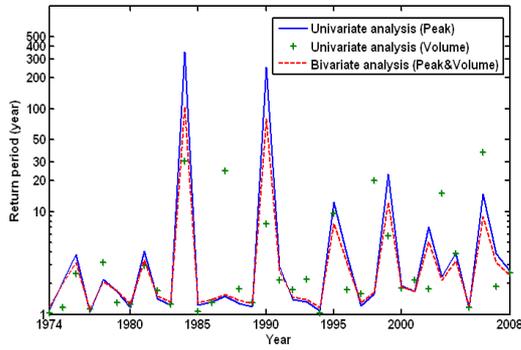
Table 5와 Table 6의 각 요소들 간 상관성을 분석한 결과를 Table 7과 Table 8에 제시하였다. 상관성 분석 결과, 역시 소양강댐과 대청댐 모두 이변량 빈도

해석 결과 도출된 결합 재현기간의 결과가 단변량 빈도해석 결과 중 홍수용적보다는 첨두홍수량에 의한 결과와 상대적으로 높은 상관성을 보이고 있음을 확인할 수 있었다.

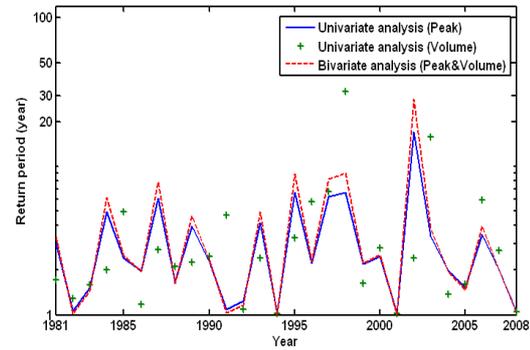
소양강댐의 1984년과 1990년의 홍수는 단변량과 이변량의 두 빈도해석 결과가 서로 큰 차이를 보이고 있다. 이변량 빈도해석 결과 도출된 결합 재현기간 값이 첨두홍수량에 의한 단변량 빈도해석 결과 도출된 재현기간 값보다 훨씬 작은 수치를 보였다. 이러한 결과는 비록 1984년과 1990년 소양강댐의 첨두홍수량이 이상치로 간주되는 가장 큰 수치를 기록하였지만 그 해의 홍수용적은 다른 해의 홍수용적 기록과 유사한 범주 이내의 수치를 기록하였기 때문으로, 이는 첨두홍수량

Table 6. Comparison of Joint Return Period by Bivariate Flood Frequency Analysis and Univariate Flood Frequency Analysis (Daechung Dam)

Year	Peak (Q, m ³ /s)	Volume (V, m ³)	Return Period (year)		
			Univariate analysis (Q)	Univariate analysis (V)	Bivariate analysis (Q&V)
1981	3102.1	729760320	3.040	1.725	3.3462
1982	800.4	525337920	1.062	1.283	1.022
1983	1944.7	684115200	1.522	1.599	1.4467
1984	3771.4	815175360	4.956	2.012	6.1426
1985	2751.8	1224097920	2.404	4.945	2.503
1986	2433	446031360	1.975	1.181	1.9687
1987	4034	966919680	6.066	2.736	7.8951
1988	2147	844041600	1.684	2.127	1.6273
1989	3470.7	872225280	3.957	2.248	4.6439
1990	2659	919486080	2.266	2.475	2.3278
1991	943.2	1201305600	1.088	4.680	1.0379
1992	1460.8	343128960	1.247	1.091	1.1682
1993	3539.5	909437760	4.164	2.425	4.9466
1994	585.6	169551360	1.034	1.019	1.0084
1995	4159.5	1050952320	6.692	3.294	8.9169
1996	2633	1289805120	2.230	5.808	2.2818
1997	4070.2	1352894400	6.240	6.797	8.1763
1998	4163.5	1942133760	6.713	31.721	8.9517
1999	2610.4	699909120	2.198	1.641	2.2429
2000	2778.4	980994240	2.462	2.821	2.5566
2001	422.5	197570880	1.020	1.026	1.0035
2002	5321.2	907718400	17.148	2.416	28.452
2003	3256.1	1681784640	3.388	15.880	3.8282
2004	2431.1	579899520	1.973	1.373	1.966
2005	1964.7	685946880	1.536	1.604	1.4627
2006	3295.1	1300112640	3.484	5.958	3.9631
2007	2459.2	963636480	2.006	2.717	2.0059
2008	692.3	260426880	1.046	1.047	1.0139



(a) Soyang River Dam



(b) Daechung Dam

Fig. 7. Comparison of Joint Return Period by Bivariate Flood Frequency Analysis and Univariate Flood Frequency Analysis

Table 7. Correlationship between Univariate Flood Frequency Analysis and Bivariate Flood Frequency Analysis (Soyang River Dam)

	Peak (Q)	Volume (V)	Univariate analysis (Q)	Univariate analysis (V)	Bivariate analysis (Q&V)
Peak (Q)	1	0.649	0.794	0.507	0.824
Volume (V)	0.649	1	0.432	0.867	0.453
Univariate analysis (Q)	0.794	0.432	1	0.446	0.998
Univariate analysis (V)	0.507	0.867	0.446	1	0.453
Bivariate analysis (Q&V)	0.824	0.453	0.998	0.453	1

Table 8. Correlationship between Univariate Flood Frequency Analysis and Bivariate Flood Frequency Analysis (Daechung Dam)

	Peak (Q)	Volume (V)	Univariate analysis (Q)	Univariate analysis (V)	Bivariate analysis (Q&V)
Peak (Q)	1	0.623	0.802	0.353	0.740
Volume (V)	0.623	1	0.3527	0.772	0.292
Univariate analysis (Q)	0.802	0.3527	1	0.231	0.994
Univariate analysis (V)	0.353	0.772	0.231	1	0.188
Bivariate analysis (Q&V)	0.740	0.292	0.994	0.188	1

뿐만이 아닌 홍수용적 또한 고려하는 이변량 홍수빈도 해석의 특성에 의해 도출된 결과이다.

4. 결 론

본 연구에서는 단변량 홍수빈도해석에 의한 홍수심도 평가의 개선을 위해 Gumbel 혼합모형을 이용한 이변량 홍수빈도해석법을 제안하였다. 소양강댐의 35개년

일 유입량자료와 대청댐의 28개년 일 유입량 자료에서 분리한 홍수사상 중 첨두홍수량과 홍수용적 자료를 변량으로 하는 이변량 홍수빈도해석을 통해 홍수심도 평가를 수행하였다. 자료의 통계량과 Gumbel 혼합모형에 대한 매개변수를 산정하였고, 자료의 적합도 검정을 통해 해당 자료와 본 연구에서 적용한 Gumbel 혼합모형의 적합성을 검토하였다. 결합분포의 경험적 확률값과

이론적 확률값을 비교함으로써 결합분포의 적합성을 확인하였고, 이변량 홍수빈도해석을 수행하여 결합 확률 밀도함수와 결합 누적분포함수를 도출하여 최종적인 결합 재현기간을 추정하였다. 국립방재연구소의 FARD 2006을 이용하여 동일 자료에 대해 침투홍수량과 홍수 용적 각각에 대한 단변량 홍수빈도해석을 수행하였고, 그 결과를 이변량 홍수빈도해석의 결과와 비교하였다. 비교 결과 이변량 홍수빈도해석의 결합 재현기간 추정 결과는 단변량 홍수빈도해석 결과 중 침투홍수량에 의한 해석 결과와 비슷한 양상을 보였으나, 그 중 이상치로 간주되는 큰 침투홍수량이 기록된 해의 두 빈도해석법 간 재현기간 추정 결과는 많은 차이를 보였으며, 이는 이변량 홍수빈도해석 시 침투홍수량과 함께 고려되었던 홍수용적의 영향에 의한 것으로 판단되었다.

홍수조절지나 천변저류지 등 홍수용적과 관련된 홍수 방어시설의 계획 및 설계에 본 연구결과는 유용한 정보를 제공해 줄 수 있을 것이다. 예를 들면, 침투홍수량만을 기준으로 일률적인 홍수심도 평가를 수행하여 홍수 방어시설 계획 시 과도한 설계홍수량을 추정하기 보다는, 홍수 방어시설 별 특성에 따라 해당 홍수 방어 시설에 적합한 이변량 홍수빈도해석을 통해 홍수심도를 평가함으로써 홍수용적 또는 지속기간을 함께 고려한 보다 적절하고 경제적인 최적의 설계홍수량을 추정하는데 본 연구 결과가 도움이 될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 두 가지 변량을 각각 동일수준의 변량으로 간주하여 심도 분석을 수행하였으나, 다양한 홍수 방어시설의 특성 및 운영 룰을 고려하여 홍수사상의 3요소(침투홍수량, 홍수용적, 지속기간) 중 두 가지 요소를 변량으로 선정하여 분석을 수행할 시, 두 가지 요소 각각에 대한 가중치를 해당 시설물의 특성에 맞게 결정하여 반영한 분석 결과를 도출하는 연구가 추가적으로 수행될 수 있을 것으로 사료된다.

감사의 글

본 연구는 건설교통부 한국건설교통기술평가원의 이상기후대비시설기준강화연구단에 의해 수행되는 2005 건설기술기반구축사업(05-기반구축-D03)에 의해 지원되었습니다.

참고 문헌

권영문, 김태웅 (2009). “이변량 강우 빈도해석을 이용한 서울지역 I-D-F 곡선 유도.” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제29권, 제2B호, pp. 155-162.
 김병식, 김형수 (2008). “유출수문곡선과 돌발홍수지수

를 이용한 돌발홍수심도 산정.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제41권, 제2호, pp. 185-196.
 위성욱, 정건희, 김태웅 (2008). “유출특성 분포함수의 표준화를 통한 종합홍수지수의 개발.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제41권, 제6호, pp. 605-617.
 Ashkar, F., El Jabi, N., and Issa, M. (1998). “A bivariate analysis of the volume and duration of low-flow events.” *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, Vol. 12, pp. 97-116.
 Carlos, E. (2007). “Application of bivariate extreme value distribution to flood frequency analysis: a case study of Northwestern Mexico.” *Natural Hazards*, Vol. 42, pp. 37-46.
 Gumbel, E.J. (1960). “Multivariate extremal distributions.” *Bull. Inst. Internat. De Statistique*, Vol. 37, No. 2, pp. 471-475.
 Gumbel, E.J., and Mustafi, C.K. (1967). “Some analytical properties of bivariate extreme distributions.” *J. Am. Stat. Assoc.*, Vol. 62, pp. 569-588.
 Kao, S. (2007). “A bivariate frequency analysis of extreme rainfall with implications for design.” *Journal of Geophysical Research*, Vol. 112, pp. 1-15.
 Kelly, K.S. and Krzysztofowicz, R. (1997). “A bivariate meta-Gaussian density for use in hydrology.” *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, Vol. 11, pp. 17-31.
 Lee, C., Kim, T.W., Chung, G., Choi, M., and Yoo, C. (2009). “Application of bivariate frequency analysis to the derivation of rainfall-frequency curves.” *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, DOI 10.1007/s00477-009-0328-0.
 Oliveria, J.T.D. (1975). “Bivariate extremes: Extensions.” *Bull. of the Inter. Statistical Inst.*, Vol. 46, No. 2, pp. 241-251.
 Oliveria, J.T.D. (1982). *Bivariate Extremes: Models and Statistical Decision*. Tech. Report no. 14, Center for Stochastic Processes, Dept. of Statistics, University of North Carolina, Chapel Hill, North Carolina, U.S.A.
 Shiau, J.T. (2003). “Return period of bivariate distributed extreme hydrological events.” *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*,

- Vol. 17, pp. 42-57.
- Yue, S., Ouarda, T.B.M.J., Bobée, B., Legendre, P. and Bruneau, P. (1999). "The Gumbel mixed model for flood frequency analysis." *Journal of Hydrology*, Vol. 226, No. 1 - 2, pp. 88-100.
- Yue, S. (2000a). "The Gumbel mixed model applied to storm frequency analysis." *Water Resource Management*, Vol. 14, pp. 377-389.
- Yue, S. (2000b). "Joint probability distribution of annual maximum storm peaks and amounts as represented by daily rainfalls." *Hydrological Science Journal*, Vol. 45, No. 2, pp. 315-326.
- Yue, S. (2001a). "A bivariate gamma distribution for use in multivariate flood frequency analysis." *Hydrol Processes*, Vol. 15, pp. 1033-1045.
- Yue, S. (2001b). "A review of bivariate gamma distributions for hydrological application." *Journal of Hydrology*, Vol. 246, pp. 1-18.
- Yue, S. (2001c). "The Gumbel logistic model for representing a multivariate storm event." *Advances in Water Resources*, Vol. 24, pp. 179-185.
- Yue, S., and Rasmussen, P. (2002). "Bivariate frequency analysis: discussion of some useful concepts in hydrological application." *Hydrol Process*, Vol. 16, pp. 2881 - 2898.
- Zhang, L., and Singh, V.P. (2006). "Bivariate Flood Frequency Analysis Using the Copula Method." *J. Hydrologic Engrg*, ASCE, Vol. 11, No. 2, pp. 150-164.

논문번호: 09-058	접수: 2009.05.28
수정일자: 2009.06.29/07.27	심사완료: 2009.07.27