

홍수사상 요소의 상관성을 고려한 홍수사상의 평가

Evaluation of Flood Events Considering Correlation between Flood Event Attributes

이정호* · 유지영** · 김태웅***

Lee, Jeong Ho · Yoo, Ji Young · Kim, Tae-Woong

Abstract

A flood event can be characterized by three attributes such as peak discharge, total flood volume, and flood duration, which are correlated each other. However, the amount of peak discharge is only used to evaluate the flood events for the hydrological plan and design. The univariate analysis has a limitation in describing the complex probability behavior of flood events. Thus, the univariate analysis cannot derive satisfying results in flood frequency analysis. This study proposed bivariate flood frequency analysis methods for evaluating flood events considering correlations among attributes of flood events. Parametric distributions such as Gumbel mixed model and bivariate gamma distribution, and a non-parametric model using a bivariate kernel function were introduced in this study. A time series of annual flood events were extracted from observations of inflow to the Soyang River Dam and the Daechung Dam, respectively. The joint probability distributions and return periods were derived from the relationship between the amount of peak discharge and the total volume of flood runoff. Applicabilities of bivariate flood frequency analysis were examined by comparing the return period acquired from the proposed bivariate analyses and the conventional univariate analysis.

Keywords : flood event, bivariate frequency analysis, gumbel mixed model, bivariate gamma distribution, bivariate kernel function

요 지

홍수사상은 크게 첨두홍수량, 홍수용적, 지속기간 등과 같은 서로 상관된 세 가지의 요소에 의해 특성화되어진다. 그러나 그동안 수공학적 계획이나 설계 등을 위한 홍수빈도 해석에서는 주로 첨두홍수량 한가지 요소에 초점을 맞추어 홍수빈도 해석을 수행해 왔다. 이러한 단변량 홍수빈도 해석은 서로 상관된 홍수사상 요소 사이의 복잡한 확률적 거동을 분석하는 데 있어 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 Gumbel 혼합모형, 이변량 감마분포, 이변량 핵밀도 함수 등 세 가지의 이변량 빈도해석 방법을 적용하여 이변량 빈도해석을 수행하고 그 결과를 단변량 빈도해석 방법의 결과와 비교 분석하였다. 소양강댐의 35개년 일 유입량 자료와 대청댐의 28개년 일 유입량 자료에 대해 각각의 홍수사상을 분리하고, 홍수사상 자료의 통계량과 매개변수, 최적 광역폭 등을 산정한 후 자료의 적합도 검정과 결합분포의 적합도 검정 등의 과정을 거쳐 첨두홍수량과 홍수용적의 조합을 고려하여 결합분포와 결합 재현기간 등을 추정하였다. 이처럼 세 가지 방법의 이변량 빈도해석을 통해 추정된 결과를 단변량 홍수빈도 해석의 결과와 비교 분석함으로써 각 방법의 상관성을 파악할 수 있었고, 이변량 홍수빈도 해석의 특성에 의해 도출된 결과를 토대로 이변량 홍수빈도 해석의 적용성에 대하여 검토하였다.

핵심용어 : 홍수사상, 이변량 빈도해석, Gumbel 혼합모형, 이변량 감마분포, 이변량 핵밀도함수

1. 서 론

설계 홍수량 산정을 위한 수문사상의 빈도해석에는 첨두홍수량만을 고려한 단변량 빈도 해석법이 주로 사용되어진다. 그러나, 다수의 특성 요소를 가지고 있는 수문사상을 대상으로 단변량 빈도해석법을 일률적으로 적용하는 것은 단일 변량으로 선택된 한 가지를 제외한 나머지 특성 요소들을 고

려하지 않게 됨으로써 요소들 간의 상관성에 바탕을 둔 다양한 결합적 확률거동에 대한 종합적인 분석을 불가능하게 한다. 최근 국내에서는 하천 제방 중심의 치수사업에서 논의되고 있는 하류부 홍수량 증가 등의 문제를 해결하기 위해 유역종합치수계획이 대안으로 제시되었고, 해당 유역의 홍수 피해 저감을 위하여 천변저류지나 홍수조절지 등 다양한 홍수 방어시설들이 도입되고 있다. 이처럼 다양한 홍수 방어시

*정회원 · 한양대학교 대학원 토목공학과 석사과정 (E-mail : tarrloss@hanmail.net)

**정회원 · 한양대학교 대학원 건설환경공학과 석·박사과정 (E-mail : 7924pooh@hanyang.ac.kr)

***정회원 · 교신저자 · 한양대학교 건설환경공학과 조교수 (E-mail : twkim72@hanyang.ac.kr)

설들은 그 특성에 따라 홍수사상을 구성하고 있는 세 가지 중 다수의 요소들과 동시에 관련성을 가지고 있을 수 있다. 따라서 임의의 홍수 방어시설에 대해 안정성이나 홍수피해 저감효과를 판단하기 위하여 기존의 침투홍수량 하나의 요소에만 바탕을 둔 단변량 빈도해석법을 모든 홍수빈도 해석 시 일률적으로 적용하기에는 무리가 있다. 이처럼 홍수빈도 해석을 수행할 시 경우에 따라 침투홍수량과 더불어 홍수용적에 대한 고려 또한 함께 요구될 수 있다. 본 연구에서는 단변량 홍수빈도 해석법의 한계를 완화하기 위한 방안으로 단일 변량이 아닌 두 가지 변량을 바탕으로 한 이변량 홍수빈도 해석법을 적용하여 홍수사상을 평가하고자 하였다.

최근 수문사상의 해석 및 평가에 이변량 빈도해석 모형 등을 이용한 여러 연구들이 진행되어 왔다. Kelly and Krzysztofowicz(1997)은 이변량 meta-Gaussian 분포를 이용하여 변량들 간 상관관계의 증가폭에 따른 결합 확률밀도함수의 형상 차이를 검토함으로써 변량 사이에 존재하는 결합 관계 획득의 중요성을 인식시켰다. Ashkar *et al.*(1998)은 저유량 사상에서의 총 유량과 지속기간을 변량으로 선정한 후 총 유량 조건 하에서의 지속기간의 분포와 지속기간 조건 하에서의 총 유량의 분포에 대해 각각의 결합 누적분포함수를 추정함으로써 통계적인 분석 결과를 제공하였다. Yue *et al.*(1999), Yue and Rasmussen(2002), Yue(2000; 2001a; 2001c)는 Gumbel 혼합모형과 Gumbel logistic 모형, 이변량 감마 모형 등을 이용하여 각 요소들 간의 이변량 결합 분포 및 결합 재현기간, 조건부 결합 재현기간 등과 같은 단변량 빈도해석법에서 제공할 수 없는 추가적인 정보를 제공함으로써 강우사상과 홍수사상의 서로 상관되어 있는 요소들 간의 결합 거동을 분석하기 위한 방안을 제시하였으며, Yue(2001b)는 수문학적으로 적용될 수 있는 다양한 이변량 감마 모형들에 대해 소개하였다. Shiau(2003)는 각각의 단일 무작위 변량을 이용하거나 혹은 두 변량을 결합시켜 이변량 분포를 가지는 극한 수문사상에 대한 재현기간을 정의하기 위한 방법론을 제안하였다. Kao(2007)는 여섯 가지의 극치 주변분포를 바탕으로 Frank, Clayton, Genest-Goudi, Ali-Mikhail-Haq의 네 가지 Copula 모형을 적용하여 동일한 강우 자료에 대해 빈도 해석을 수행하고 비교 검토함으로써 해당 지점에 적합한 모형을 선정하는 방안을 제시하였으며, Zhang and Singh(2006)은 두 변량의 주변분포가 동일하다는 가정을 배제하고 Copula 방법을 이용하여 이변량 결합분포를 추정함으로써 기존 이변량 빈도 해석법의 한계를 완화시키는 방안에 대한 연구를 수행하였다. Kim *et al.*(2003)은 이변량 핵밀도함수를 이용하여 비매개변수적인 접근을 통해 가뭄의 결합 재현기간을 추정하는 방안을 제시하였다.

본 연구에서는 단변량 빈도해석법 적용 시 확인할 수 없는 상관된 홍수사상 요소들 간의 결합 확률적 거동을 파악하기 위한 방안으로 이변량 빈도해석 방법을 제시하였다. 이변량 해석방법은 크게 매개변수적인 방법과 비매개변수적인 방법으로 분류할 수 있는데, 본 연구에서 매개변수적인 방법으로는 일반적으로 국내 확률수문량 산정 시 대표적인 방법으로 사용되고 있는 Gumbel 분포형을 주변분포로 가지는 Gumbel 혼합모형(Gumbel mixed model)과 해석 대상 자료의 특성을 고려하여 이변량 감마분포(Bivariate gamma

distribution)를 선정하였으며, 비매개변수적 방법으로는 자료의 분포 및 경향성을 가장 근접하게 나타내는 이변량 핵밀도함수(Bivariate kernel function)을 선정하였다. 침투홍수량과 홍수용적 자료를 각각 대상 변량으로 결정한 후 두 변량 간의 결합분포 및 결합 재현기간 등을 추정하여, 이를 단변량 빈도해석법의 결과들과 비교 분석함으로써 두 해석법 간 상관관계를 파악하였고, 이변량 빈도해석법의 특성에 따라 도출된 결과를 제시함으로써 이변량 빈도해석법의 적용성을 검토하였다.

2. 이변량 홍수빈도 해석방법

이변량 홍수빈도 해석방법은 크게 매개변수적 방법(Parametric method)과 비매개변수적 방법(Nonparametric method)로 분류할 수 있다. 매개변수적인 방법은 대상자료의 확률적 거동이 특정 분포형을 따른다고 가정하고 해석을 수행하고, 결과의 추정 절차가 비교적 정형화되어 있으며 간편하다. 그러나, 실제 자료 특성의 반영에 있어 정보의 손실을 가져올 수 있고, 검정을 통과한 다수의 분포형이 있을 때 분포형 채택에 대한 문제가 있다. 비매개변수적인 방법은 본래의 자료가 나타내는 분포를 자료의 확률밀도함수로 간주하고, 다중 침투 자료의 해석에 있어 유리하며 별도의 적합도 검정 절차가 불필요하지만, 결합분포의 추정 결과가 최적 광역폭 범위의 결정에 따라 민감하게 변할 수 있다는 단점이 있다.

본 연구에서 이변량 홍수빈도 해석을 위한 매개변수적 방법으로는 일반적으로 국내의 확률수문량 산정 시 대표적인 방법으로 사용되는 Gumbel 분포함수에 기반을 두고 있는 Gumbel 혼합모형(Gumbel mixed model)과 양의 왜곡을 가지고 있는 자료의 특성을 고려하여 감마분포에 기반을 두고 있는 이변량 감마모형(Bivariate gamma distribution)를 이용하였으며, 비매개변수적 방법으로는 Kernel estimator, Nearest neighbor methods, Smoothing spline 등 여러 가지 비매개변수적 방법 중 대상자료의 분포 및 경향성을 가장 근접하게 나타내는 장점을 가지고 있는 이변량 핵밀도함수(Bivariate kernel function)을 이용하여 이변량 홍수빈도 해석을 수행하였다.

2.1 Gumbel 혼합모형

Gumbel 혼합모형의 결합누적분포함수(Joint cumulative distribution function, jcdf)는 아래의 식 (1)과 같다(Gumbel, 1960; Yue *et al.*, 1999; Yue, 2000).

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

여기서 $F_X(x)$ 와 $F_Y(y)$ 는 각각 X와 Y의 주변분포함수(Marginal distribution function) 또는 누적분포함수(Cumulative distribution function)로써, 식 (2)와 같다(Yue, 2000). 본 연구에서는 변량 X와 Y를 각각 침투홍수량과 홍수용적으로 선정하였다.

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

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

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.

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

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

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

$$\rho = \frac{E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)]}{\sigma_x \sigma_y} \quad (4)$$

$\rho=0$ 일 때, 회합 매개변수 θ 는 0이 된다. 이것은 두 변수 X와 Y가 통계적으로 독립임을 의미하고, 결합 누적분포함수는 두 개의 주변분포함수를 이용하여 식 (5)와 같이 표현할 수 있다.

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

Oliveria(1975)에 의하면 $\rho > 2/3$ 인 경우, 회합 매개변수 θ 가 상한값인 1을 초과하게 됨으로써 Gumbel 혼합모형은 사용할 수 없다.

2.2 이변량 감마모형

이변량 감마분포(Bivariate gamma distribution)는 BGD(Bivariate Gamma distribution) 모델, Izwa Bigamma 모델, Moran 모델, SAT(Smith-Adelfang-Tubbs) 모델, FGM(Farlie-Gumbel-Morgenstern) 모델 등 여러 가지 이변량 모형에 적용된다. 그 중 본 연구에서는 결합 확률밀도함수와 결합 누적분포함수의 명확한 산정식을 제공하는 Smith-Adelfang-Tubbs(SAT) 모델을 이용하였다. SAT 모델의 결합누적분포함수(jcdf)는 아래의 식 (6)과 같다(Yue, 2001a; 2001b).

$$F(x,y) = P_r[X \leq x, Y \leq y] = J \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} d_{jk} H[x/(1-\eta), \lambda_x + j] \quad (0 < \eta < 1) \quad (6)$$

$$J = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} d_{jk} H[x/(1-\eta), \lambda_x + j]$$

$$d_{jk} = \frac{\eta^{j+k} \Gamma(\lambda_y - \lambda_x + k)}{\Gamma(\lambda_x + j + k) j! k!}$$

$$H(z, a) = \int_0^z t^{a-1} e^{-t} dt$$

여기서 λ_x 와 λ_y 는 각 변량의 형상 매개변수(shape parameter)이고, H는 감마 함수이다.

식 (6)에서 η 는 두 변량간의 조합을 가능하게 하는 회합 매개변수(Association parameter)이고, 식 (7)과 같이 계산된다.

$$\eta = \rho \sqrt{\lambda_y / \lambda_x} \quad (7)$$

여기서 ρ 는 PPMCC이고, 앞서 Gumbel 혼합모형의 경우와 동일하게 식 (4)와 같이 계산된다. ρ 가 0일 때, 회합 매개변수 η 는 0이 된다. 이것은 두 변량이 통계적으로 독립임을 의미하고, 이 경우 결합 누적분포함수는 두 개의 주변분포함수를 이용하여 식 (8)과 같이 표현할 수 있다.

$$F(x,y) = F_X(x; \alpha_x, \lambda_x) F_Y(y; \alpha_y, \lambda_y) \quad (8)$$

여기서 α 는 각 변량의 축척 매개변수(scale parameter)이다.

2.3 이변량 핵밀도함수

본 연구에서 비매개변수적 이변량 빈도해석 방법으로 이용된 이변량 핵밀도함수(Bivariate kernel function)는 식 (9)의 단변량 고정핵밀도함수를 기반으로 제안된 방법으로, 이변량 핵밀도함수의 결합 확률밀도함수 산정식은 식 (10)와 같다(Kim et al., 2003).

$$\hat{f}_X(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K \left(\frac{x-x_i}{h} \right) \quad (9)$$

$$\hat{f}_{XY}(x,y) = \frac{1}{nh_x h_y} \sum_{i=1}^n \left\{ K \left(\frac{x-x_i}{h_x} \right) K \left(\frac{y-y_i}{h_y} \right) \right\} \quad (10)$$

여기서 n 은 변량의 개수, h_x 와 h_y 는 n 이 무한대로 갈 때 0으로 접근하는 값을 갖는 양의 광역폭(Bandwidth), K 는 핵밀도함수(Kernel function)이다. 이변량 핵밀도함수에서는 최적 광역폭의 선택이 중요한 요소로 작용하는데, 광역폭이 너무 작게 결정될 경우 큰 분산과 거친 추정치를 나타낼 수 있고, 광역폭이 크게 결정될 경우에는 큰 편차와 너무 완만한 밀도함수의 추정으로 인한 정보의 손실을 가져올 수 있다. 본 연구에서 최적 광역폭의 산정에는 식 (11)을 이용하였다(Kim et al., 2003).

$$h_{d,opt} = \left[\frac{4}{h(p+2)} \right]^{1/(p+4)} \sigma_d \quad (11)$$

여기서 σ_d 는 d 차원 분포에서의 표준편차이고 p 는 차원으로서, 이변량 빈도해석에서는 그 값이 2가 된다.

2.4 이변량 결합 재현기간

수공구조물의 설계에서는 초과확률에 의해 산정된 재현기간이 유용하게 사용되므로, 누적분포함수로부터 재현기간을 산정할 필요가 있으며, 결합 재현기간 $T_{X,Y}(x,y)$ (식 (12))는 X, Y 두 변수 중 어느 한 변수가 초과하거나 또는 두 변수 모두 초과했을 때의 재현기간을 의미하며, 결합 재현기간 $T'_{X,Y}(x,y)$ (식 (13))는 두 변수 모두 초과하는 확률에 대한 재현기간을 의미한다(권영문과 김태웅, 2009).

$$T_{X,Y} = \frac{1}{1 - F_{X,Y}(x,y)} \quad (12)$$

$$T'_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + F_{X,Y}(x,y)} \quad (13)$$

3. 대상 자료

본 연구에서는 유출량 자료가 부족한 국내 실정을 고려하여, 상류에 대규모 개발이 이루어지지 않았으며 인위적인 치수나 이수 수요가 미미하여 자연 유량으로 간주할 수 있는 소양강 댐의 35개년(1974-2008)과 대청댐의 28개년(1981-2008) 일유입량 자료에서 각각 35개, 28개의 연 최대 홍수사상을 분리한 결과를 이변량 홍수빈도 해석의 대상 자료로 활용하였다.

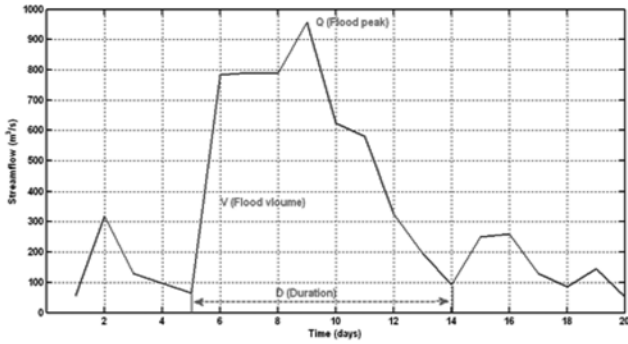


그림 1. 홍수사상의 특성 요소

3.1 홍수사상의 분리

홍수사상 요소는 첨두홍수량(Flood peak), 홍수용적(Flood volume), 지속기간(Flood duration)이다. 본 연구에서는 그림 1에서처럼 대상 자료의 연도별 연최대 홍수량인 첨두홍수량(Q)를 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)은 지속기간(D) 내 모든 일유량의 합이다. 지속기간의 산정식은 식 (14)와 같다.

$$D_i = ED_i - SD_i \quad (14)$$

여기서 D_i 는 i 번째 년도의 홍수 지속기간, ED_i 는 i 번째 년도의 홍수유출 종점의 날짜, SD_i 는 i 번째 년도의 홍수유출 시점의 날짜이다. 홍수용적(V)의 산정식은 식 (15)와 같다.

$$V_i = \sum_{j=SD_i}^{ED_i} q_{ij} - \frac{1}{2}(q_{is} + q_{ie}) \quad (15)$$

여기서 q_{is} 와 q_{ie} 는 각각 i 번째 년도의 홍수유출 시점과 종

점의 일유량치이다. 첨두홍수량(Q)의 산정식은 다음의 식 (16)과 같다.

$$Q = \text{Max}\{q_{ij}\} \quad (16)$$

일 유입량의 전체 시계열 자료에서 분리할 각 홍수사상의 지속기간에 해당하는 강우량 자료의 단일 강우사상을 참고로 하여 무강우 시간을 전후로 지속기간을 보정한 후 최종적으로 소양강댐의 35개, 대청댐의 28개 홍수사상을 결정하고, 그림 2와 그림 3에 나타내었다. 이와 같이 분리된 홍수사상이 이변량 빈도해석을 위한 기본 자료로 활용되었다.

4. 통계량과 매개변수 산정 및 적합도 검정

소양강댐의 35개년, 대청댐의 28개년 홍수사상 자료 중 첨두홍수량과 홍수용적 자료의 통계량과 상관계수, 그리고 이변량 빈도해석법에 따른 매개변수와 최적 광역폭을 산정하였다. 산정된 통계량을 토대로 해석 대상 자료와 두 가지 매개변수적 이변량 빈도해석 방법의 확률분포형 간 적합성을 검토하였다. 비매개변수적 이변량 빈도해석 방법은 그 특성상 별다른 적합도 검정절차가 필요하지 않으므로 적합도 검정을 실시하지 않았다.

4.1 통계량 및 매개변수와 최적 광역폭 산정

소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료 중 첨두홍수량과 홍수용적 자료에 대하여 통계량을 산정한 결과를 표 1, 그리고 Gumbel 혼합모형과 이변량 감마분포에 대한 매개변수 산정 결과를 표 2에 나타내었다.

소양강댐 홍수사상 자료의 첨두홍수량과 홍수용적 간의 상관계수는 0.649이고, 대청댐의 첨두홍수량과 홍수용적 간의 상관계수는 0.623이다. 그리고 Gumbel 혼합모형의 회합 매개변수 θ 는 소양강댐과 대청댐의 경우 각각 0.977과 0.940

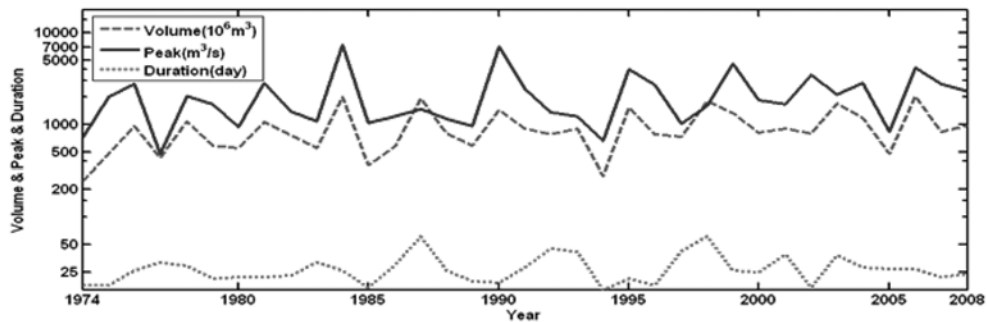


그림 2. 소양강댐의 35개년 홍수사상 시계열

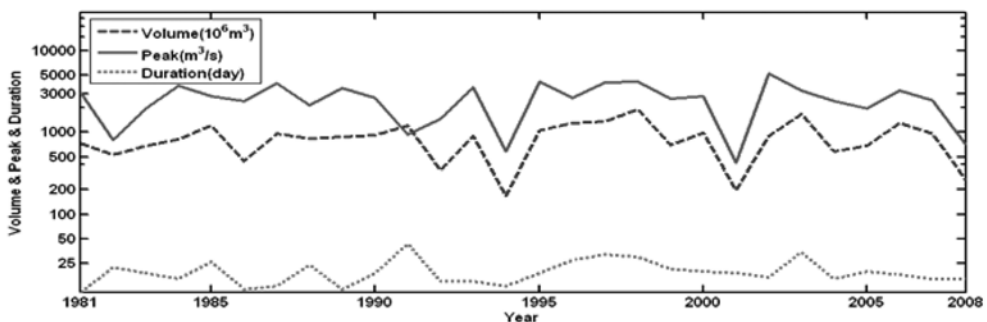


그림 3. 대청댐의 28개년 홍수사상 시계열

표 1. 홍수사상의 통계량

특성요소	통계량									
	평균		표준편차		변동계수		왜곡도계수		상관계수(ρ)	
	소양강	대청	소양강	대청	소양강	대청	소양강	대청	소양강	대청
침투홍수량 (m ³ /s)	2230	2640	1627	1240	0.730	0.470	1.827	0.106	0.649	0.623
홍수용적 (10 ⁶ m ³)	949	877	496	422	0.523	0.481	0.867	0.450		

표 2. 홍수사상의 매개변수

구분	특성요소	위치(u)		축척(λ)		회합(θ)	
		소양강	대청	소양강	대청	소양강	대청
Gumbel 혼합모형	침투홍수량 (m ³ /s)	1524	2101	1268	967	0.977	0.940
	홍수용적 (10 ⁶ m ³)	734	694	387	329		
이변량 감마분포	침투홍수량 (m ³ /s)	1.880	4.313	1187	583	0.906	0.638
	홍수용적 (10 ⁶ m ³)	3.661	4.530	259	203		

으로서, 상관계수와 회합모수 모두 Gumbel 혼합모형의 적용 가능 조건인 2/3과 1을 각각 초과하지 않았다. 또한 이변량 감마분포의 회합 매개변수 η 는 소양강댐과 대청댐의 경우 각각 0.906과 0.638이다.

Gumbel 혼합모형에서 각 변량의 위치 매개변수 u 와 축척 매개변수 λ 를 다음의 식 (17)과 식 (18)과 같이 산정하였다.

$$u = M - 0.577\lambda \quad (17)$$

$$\lambda = \frac{\sqrt{6}S}{\pi} \quad (18)$$

여기서 M과 S는 각각 표본자료의 평균과 표준편차이다.

또한 이변량 감마분포에서 각 변량의 형상 매개변수 λ 와 축척 매개변수 α 는 Gumbel 혼합모형의 경우와 같이 자료의 평균(M)과 표준편차(S)를 요소로 하여 각각 다음의 식 (19)와 식 (20)에 의해 산정되었으며, 회합 매개변수 η 는 식 (7)에 의해 산정되었다.

$$\lambda = \left(\frac{M}{S}\right)^2 \quad (19)$$

$$\alpha = \frac{S^2}{M} \quad (20)$$

소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료 중 침투홍수량과 홍수용적 자료에 이변량 핵밀도함수를 적용하기 위해 필요한 통계량과 최적 광역폭을 산정하여 표 3에 나타내었다. 최적 광역폭은 식 (11)에 의해 산정되었다.

4.2 적합도 검정

수공구조물의 설계를 위해 실시하는 빈도해석에 주로 사용되는 확률분포모형은 정규분포를 기본으로 하여 최근의

Wakeby나 Logistic 분포에 이르기까지 매우 많은 종류가 사용되고 있다. 각각의 확률분포모형들은 매개변수의 개수부터 그 형태에 이르기까지 서로 다른 특징을 가지고 있으며, 분석되는 자료의 특성에 따라 적용되는 최적의 확률분포모형에 대한 확실한 기준은 없는 실정이다(홍창선 등, 2001). 표 1에서 나타내었듯이 소양강댐과 대청댐의 침투홍수량과 홍수용적 홍수사상 자료는 양의 왜곡(positive skew)을 보이며, 이에 따라 정규분포와 같은 종 모양(bell shape)에 가까운 분포의 확률분포 모형은 해당 자료에 적합하지 않음을 알 수 있다. 따라서 양의 왜곡을 가지는 감마분포나 극치분포 모형을 해당 자료에 적용하는 것이 적합할 것임을 예상할 수 있다. 본 연구에서는 Kolmogorov-Smirnov(K-S) 검정 방법을 이용하여 대상 자료와 확률 분포형의 적합도를 검정하였다.

4.2.1 홍수사상 자료의 적합도 검정

소양강댐과 대청댐의 침투홍수량과 홍수용적 자료들이 Gumbel 혼합모형과 이변량 감마분포 각각의 주변 분포인 Gumbel 분포형과 감마 분포형에 적합한지의 여부를 판단하기 위하여 K-S 검정을 실시하였다.

소양강댐 홍수사상 자료의 경우 표본 크기 35, 유의수준 5%에서의 K-S 한계치는 0.230이고, 대청댐의 경우 표본 크기 28, 유의수준 5%에서의 K-S 한계치는 0.257이다. 표 4와 같이, Gumbel 분포의 경우 소양강댐 침투홍수량 자료의 K-S 검정치는 0.111이고, 홍수용적 자료의 K-S 검정치는 0.087로서 그 값이 모두 한계치인 0.230 보다 작았다. 대청댐 역시 침투홍수량 자료의 K-S 검정치는 0.136, 홍수용적

표 3. 이변량 핵밀도함수를 위한 통계량 및 최적 광역폭

	평균		분산		공분산	
	소양강	대청	소양강	대청	소양강	대청
침투홍수량(m ³ /s)	2230	2640	2646225	1538103	509262	314073
홍수용적(10 ⁶ m ³)	949	877	264223	177809		
	표준편차(2차원)				최적 광역폭	
	소양강		대청		소양강	대청
침투홍수량(m ³ /s)	1998		1531		974.15	782.74
홍수용적(10 ⁶ m ³)						

표 4. 홍수사상 자료의 적합도 검정(K-S 검정) 결과

분포	K-S 한계치 (유의수준 5%)	침투홍수량		홍수용적	
		소양강	대청	소양강	대청
		0.230	0.257	0.230	0.257
Gumbel 분포	K-S 검정치	0.111	0.136	0.087	0.089
	검정결과	적합	적합	적합	적합
감마분포	K-S 검정치	0.110	0.140	0.090	0.080
	검정결과	적합	적합	적합	적합

자료의 K-S 검정치는 0.089로서 역시 그 값이 모두 한계치인 0.257보다 작았다. 또한, 감마분포의 경우 소양강댐 침투홍수량 자료의 K-S 검정치는 0.110이고, 홍수용적 자료의 K-S 검정치는 0.090로서 그 값이 모두 한계치인 0.230보다 작았다. 대청댐 역시 침투홍수량 자료의 K-S 검정치는 0.140, 홍수용적 자료의 K-S 검정치는 0.080로서 역시 그 값이 모두 한계치인 0.257보다 작았다. 이처럼 K-S 검정 결과 소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료는 모두 검정치가 한계치보다 작게 산출되었고, 이에 따라 해당 자료와 Gumbel 분포형 및 감마분포의 적합성을 확인할 수 있었다.

4.2.2 결합분포의 적합도 검정

주변 분포인 각 변량, 즉 홍수사상 자료의 적합도 검정에 이어 본 연구에서 이변량 홍수빈도 해석에 적용하려는 Gumbel 혼합모형과 이변량 감마분포의 결합분포 적합도를 검정하였다. 자료의 누가 주상도, 즉 경험적인 확률과 이론

적인 누가 확률밀도함수와의 차이를 구한 후 그 중 최대로 나타나는 차이를 K-S 검정치로 간주하고, 그 값을 K-S 한계치와 비교하여 적합도를 판단하였다.

경험적 결합확률은 Gringorten 공식을 통해 식 (21)과 같이 산정할 수 있다(Yue *et al.*, 1999; Yue 2000).

$$P_{mi} = P(X \leq x_m, Y \leq y_i) = \frac{n_{mi} - 0.44}{N + 0.12} \quad (21)$$

여기서 N 은 표본자료의 수이고, n_{mi} 은 x_m 와 y_i 를 초과하지 않는 결합 발생 빈도이다. Gumbel 혼합모형과 이변량 감마분포에서의 이론적 확률은 각 분포형의 결합 누적분포함수 식인 식 (1)과 식 (6)에 의해 산정되었다.

Gumbel 혼합모형에 대한 소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료에 대해 산정한 경험적 확률과 Gumbel 혼합모형의 이론적 확률의 산정 결과를 그림 4에 나타내었으며, 이변량 감마분포에 대한 결과는 그림 5에 도시하였다. 그림 4와 5에서 실선은 각각 소양강댐과 대청댐 홍수사상 자료 간의 경험적 결합확률을 나타내고 있고, 점선은 이론적 확률분포 모형(Gumbel 혼합모형과 이변량 감마분포)으로부터 산출된 이론적 결합확률을 나타내고 있다.

Gumbel 혼합모형의 경우 소양강댐의 경험적 결합확률과 이론적 결합확률의 최대 편차가 0.122이고, 대청댐의 경험적 결합확률과 이론적 결합확률의 최대 편차는 0.127이다. 또한 이변량 감마분포의 경우 소양강댐의 경험적 결합확률과 이론적 결합확률의 최대 편차가 0.115이고, 대청댐의 경험적 결합확률과 이론적 결합확률의 최대 편차는 0.114이다. 이러한 최대 편차 값들을 K-S 검정치로 간주하여 소양강댐과

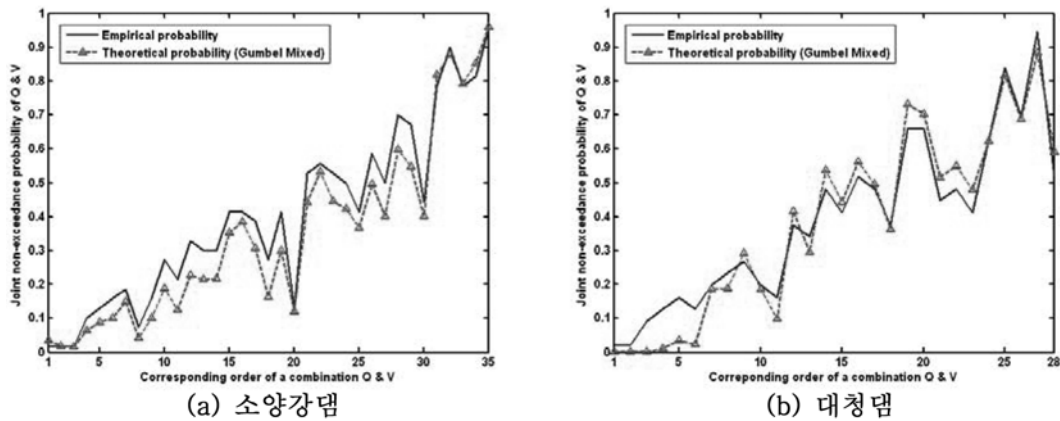


그림 4. 경험적 확률과 이론적 확률 산정 결과(Gumbel 혼합모형)

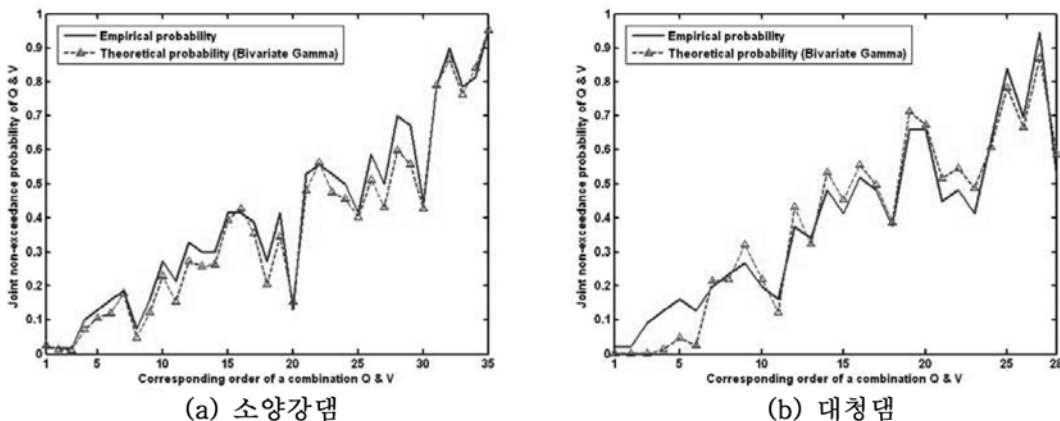


그림 5. 경험적 확률과 이론적 확률 산정 결과(이변량 감마분포)

표 5. 홍수사상 자료 간 결합분포 적합도 검정 결과

분포	K-S 한계치 (유의수준 5%)	소양강댐	대청댐
		Gumbel 혼합모형	K-S 검정치 검정결과
이변량 감마분포	K-S 검정치 검정결과	0.115 적합	0.114 적합

대청댐 홍수사상 자료에 대한 이변량 K-S 검정을 실시한 결과는 다음의 표 5과 같다.

표 5의 적합도 검정 결과에서처럼 K-S 검정 결과 소양강댐과 대청댐 홍수사상 자료의 결합분포 간 검정치는 모두 한계치보다 작게 산출되었고, 이에 따라 각각의 결합분포의

적합성을 확인할 수 있었다.

4.3 결합 확률밀도함수의 추정

Gumbel 혼합모형과 이변량 감마분포, 그리고 이변량 핵밀도함수의 결합 확률밀도함수를 각각 그림 6, 7, 8에 도시하였다. 이러한 이변량 홍수빈도 해석법의 결합분포함수들은 단변량 홍수빈도해석으로는 불가능한 침투홍수량과 홍수용적 간의 다양한 발생 조합을 표현할 수 있고, 이는 결합 재현기간 추정의 기본 자료로 활용되었다.

5. 결합 재현기간

소양강댐과 대청댐 홍수사상 자료의 연도별 침투홍수량과

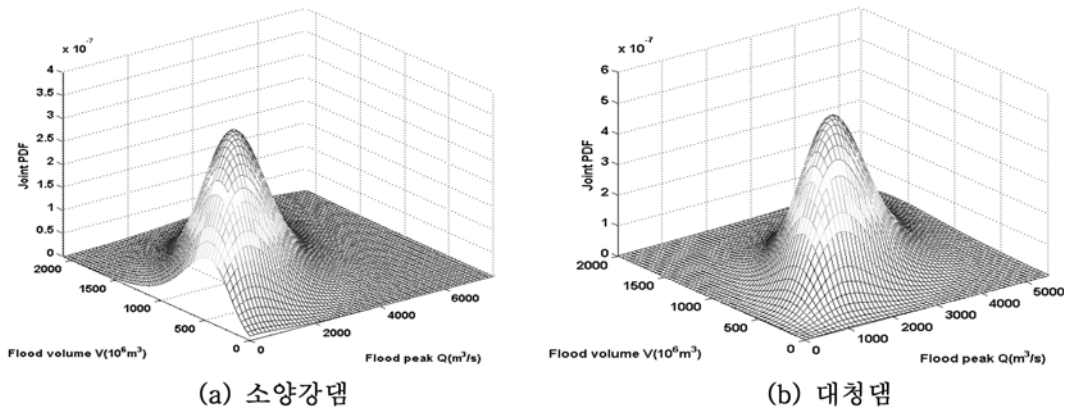


그림 6. 결합 확률밀도함수(Gumbel 혼합모형)

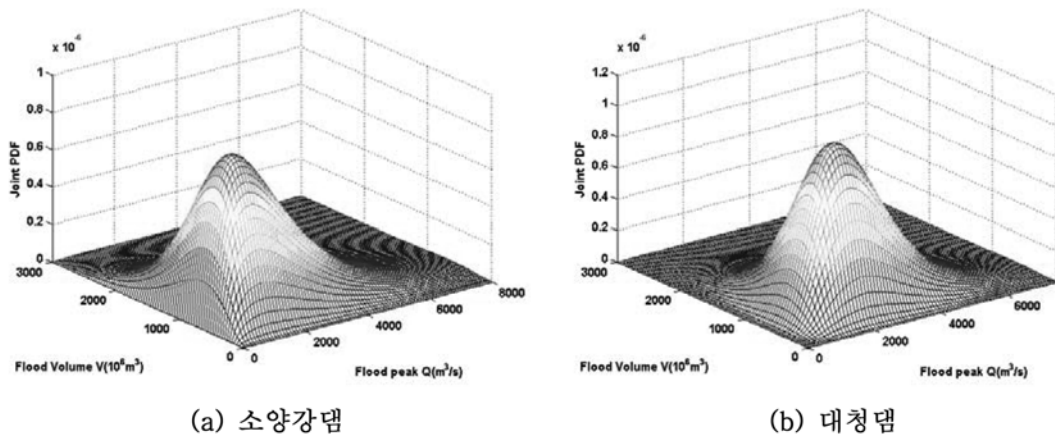


그림 7. 결합 확률밀도함수(이변량 감마분포)

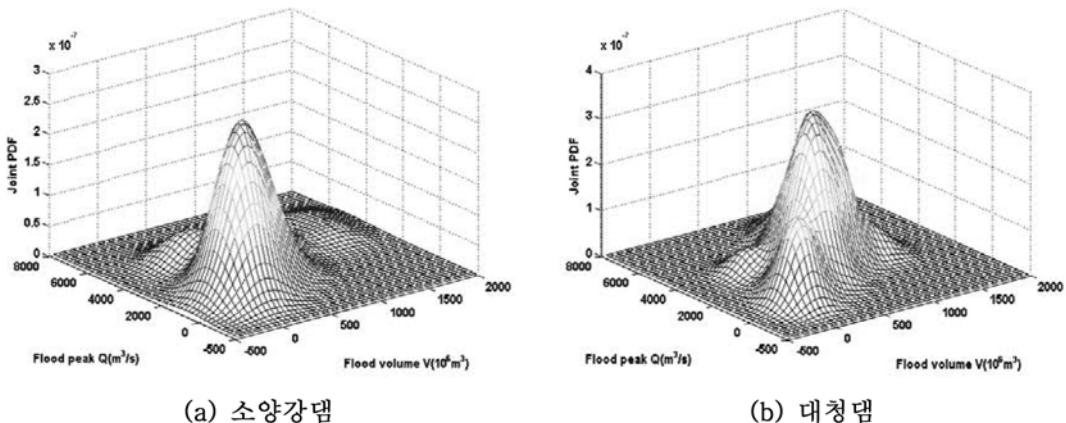


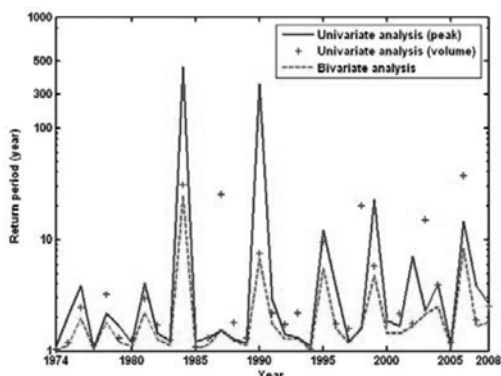
그림 8. 결합 확률밀도함수(이변량 핵밀도함수)

표 6. Gumbel 혼합모형의 결합 재현기간과 단변량 재현기간의 비교

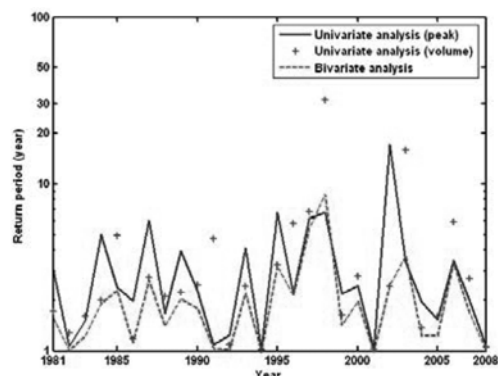
년도	재현기간 (year)					
	소양강댐			대청댐		
	단변량 (침투)	단변량 (홍수용적)	이변량	단변량 (침투)	단변량 (홍수용적)	이변량
1974	1.10	1.03	1.01	.	.	.
1975	2.07	1.17	1.14	.	.	.
1976	3.84	2.47	1.98	.	.	.
1977	1.05	1.12	1.04	.	.	.
1978	2.17	3.19	1.80	.	.	.
1979	1.68	1.30	1.20	.	.	.
1980	1.18	1.25	1.10	.	.	.
1981	4.07	2.96	2.21	3.04	1.72	1.57
1982	1.43	1.71	1.28	1.06	1.28	1.01
1983	1.24	1.25	1.11	1.52	1.60	1.23
1984	354.44	30.81	24.85	4.96	2.01	1.92
1985	1.22	1.07	1.04	2.40	4.94	2.29
1986	1.31	1.29	1.14	1.98	1.18	1.11
1987	1.50	25.03	1.55	6.07	2.74	2.65
1988	1.28	1.78	1.23	1.68	2.13	1.41
1989	1.18	1.30	1.11	3.96	2.25	2.06
1990	251.04	7.56	6.82	2.27	2.48	1.79
1991	2.92	2.17	1.74	1.09	4.68	1.04
1992	1.40	1.72	1.27	1.25	1.09	1.02
1993	1.32	2.18	1.29	4.16	2.42	2.23
1994	1.09	1.04	1.02	1.03	1.02	1.00
1995	12.31	9.50	5.53	6.69	3.29	3.21
1996	3.74	1.74	1.58	2.23	5.81	2.16
1997	1.21	1.59	1.17	6.24	6.80	5.45
1998	1.59	19.97	1.63	6.71	31.72	8.63
1999	22.90	5.76	4.79	2.20	1.64	1.42
2000	1.88	1.81	1.43	2.46	2.82	1.99
2001	1.66	2.14	1.44	1.02	1.03	1.00
2002	7.09	1.76	1.67	17.15	2.42	2.45
2003	2.29	14.88	2.14	3.39	15.88	3.73
2004	3.98	3.89	2.48	1.97	1.37	1.23
2005	1.14	1.17	1.07	1.54	1.60	1.23
2006	14.69	37.28	8.35	3.48	5.96	3.37
2007	3.86	1.87	1.67	2.01	2.72	1.71
2008	2.62	2.51	1.80	1.05	1.05	1.00

표 7. 이변량 감마분포의 결합 재현기간과 단변량 재현기간의 비교

년도	재현기간 (year)					
	소양강댐			대청댐		
	단변량 (침투)	단변량 (홍수용적)	이변량	단변량 (침투)	단변량 (홍수용적)	이변량
1974	1.18	1.01	1.01	.	.	.
1975	2.17	1.16	1.18	.	.	.
1976	3.43	2.46	2.05	.	.	.
1977	1.08	1.11	1.03	.	.	.
1978	2.24	3.18	1.92	.	.	.
1979	1.82	1.29	1.26	.	.	.
1980	1.28	1.24	1.12	.	.	.
1981	3.57	2.95	2.25	3.70	1.51	2.65
1982	1.57	1.70	1.36	1.04	1.07	1.00
1983	1.36	1.24	1.14	1.57	1.39	1.23
1984	86.00	27.60	20.76	6.91	1.80	3.12
1985	1.34	1.06	1.05	2.76	4.73	1.05
1986	1.45	1.28	1.18	2.16	1.02	1.03
1987	1.65	21.84	1.65	9.01	2.53	3.89
1988	1.41	1.77	1.30	1.78	1.92	1.28
1989	1.29	1.29	1.14	5.17	2.04	2.76
1990	66.76	7.55	6.32	2.56	2.27	1.28
1991	2.81	2.15	1.83	1.06	4.47	1.14
1992	1.55	1.70	1.35	1.24	1.04	1.76
1993	1.46	2.17	1.37	5.52	2.21	2.48
1994	1.15	1.02	1.01	1.01	1.00	1.00
1995	7.76	9.48	4.75	10.26	3.08	4.26
1996	3.36	1.73	1.67	2.51	5.60	1.24
1997	1.33	1.58	1.22	9.35	6.59	2.78
1998	1.74	16.71	1.74	10.30	28.46	4.78
1999	11.99	5.75	4.23	2.47	1.43	1.04
2000	2.00	1.80	1.53	2.84	2.61	1.07
2001	1.80	2.13	1.55	1.00	1.00	1.00
2002	5.29	1.75	1.75	37.28	2.21	8.26
2003	2.34	11.74	2.29	4.24	13.46	2.89
2004	3.52	3.88	2.49	2.16	1.16	1.02
2005	1.23	1.16	1.08	1.59	1.39	1.31
2006	8.79	33.86	7.38	4.39	5.75	2.66
2007	3.44	1.86	1.76	2.20	2.51	1.02
2008	2.60	2.50	1.90	1.02	1.00	1.21

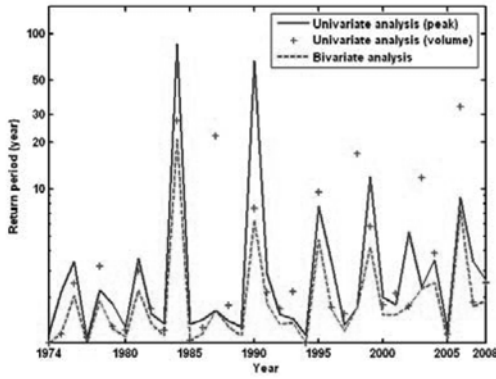


(a) 소양강댐

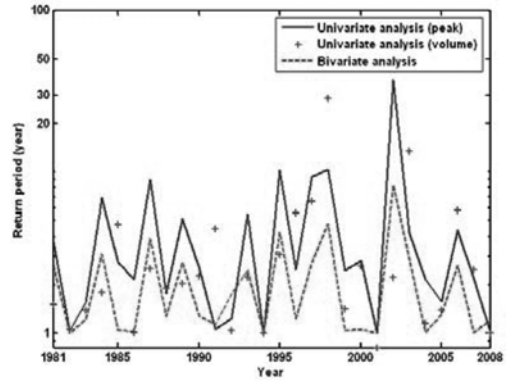


(b) 대청댐

그림 9. Gumbel 혼합모형의 결합 재현기간과 단변량 재현기간의 비교



(a) 소양강댐



(b) 대청댐

그림 10. 이변량 감마분포의 결합 재현기간과 단변량 재현기간의 비교

홍수용적 간 조합에 대응하는 결합 재현기간을 추정하였다. 또한 단변량 홍수빈도 해석법과의 비교를 위해 국립 방재연구소의 FARD 2006을 이용하여 동일한 자료에 대해 단변량 홍수빈도 해석을 실시하여 단변량 재현기간을 추정하였다.

5.1 결합 재현기간의 추정

소양강댐과 대청댐의 침투홍수량과 홍수용적 자료에 Gumbel 혼합모형을 적용한 결과 도출된 결합 재현기간, 그리고 단변량 홍수빈도 해석을 통해 도출된 침투홍수량과 홍수용적 각각의 재현기간을 표 6과 그림 9에 나타내었다.

소양강댐과 대청댐의 침투홍수량과 홍수용적 자료에 이변량 감마분포를 적용한 결과 도출된 결합 재현기간, 그리고 단변량 홍수빈도 해석을 통해 도출된 침투홍수량과 홍수용적 각각의 재현기간을 표 7과 그림 10에 나타내었다.

소양강댐과 대청댐의 침투홍수량과 홍수용적 자료에 이변량 핵밀도함수를 적용한 결과 도출된 결합 재현기간, 그리고 단변량 홍수빈도 해석을 통해 도출된 침투홍수량과 홍수용적 각각의 재현기간을 표 8과 그림 11에 나타내었다.

5.2 결합 재현기간 추정 결과 분석

Gumbel 혼합모형, 이변량 감마분포, 이변량 핵밀도함수 등의 이변량 빈도해석법들에 의해 추정된 침투홍수량과 홍수용적의 결합 재현기간을 침투홍수량과 홍수용적 각각의 단변량 홍수빈도 해석 추정 결과와 비교한 결과, 그림 9~11에서 보듯이 소양강댐과 대청댐의 경우 모두 이변량 결합 재현기간 추정 결과가 단변량 재현기간 추정 결과 중 홍수용적보다는 침투홍수량에 의한 단변량 홍수빈도 해석 결과와 유사한 거동을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 이는 홍수사상 분리 시 침투홍수량을 기준으로 연 최대치계열이 선정되었기 때문인 것으로 판단된다. 이변량 홍수빈도 해석의 결과와 단변량 홍수빈도 해석의 결과 간의 정량적인 분석을 위해 각 요소들 간 상관성을 분석하여 표 9-11에 정리하였다.

상관성 분석 결과, 소양강댐과 대청댐의 홍수사상 자료에 Gumbel 혼합모형, 이변량 감마분포, 이변량 핵밀도함수 세 가지 방법을 적용하였을 시 추정된 결합 재현기간이 모두 침투홍수량에 의한 단변량 홍수빈도 해석의 결과 도출된 재현기간과 가장 강한 상관관계를 보이고 있음을 확인할 수 있었다. 그러나 소양강댐의 1984년과 1990년 결과의 경우 이변량 홍수빈도 해석법과 단변량 홍수빈도 해석법 간 재현

표 8. 이변량 핵밀도함수의 결합 재현기간과 단변량 재현기간의 비교

년도	재현기간 (year)					
	소양강댐			대청댐		
	단변량 (침투)	단변량 (홍수용적)	이변량	단변량 (침투)	단변량 (홍수용적)	이변량
1974	1.04	1.00	1.01	.	.	.
1975	2.01	1.14	1.17	.	.	.
1976	3.78	2.44	1.72	.	.	.
1977	1.00	1.10	1.01	.	.	.
1978	2.11	3.17	1.39	.	.	.
1979	1.62	1.28	1.16	.	.	.
1980	1.12	1.22	1.05	.	.	.
1981	4.01	2.93	1.81	2.98	1.63	1.39
1982	1.37	1.68	1.14	1.00	1.19	1.05
1983	1.18	1.22	1.17	1.46	1.51	1.19
1984	289.84	26.94	7.52	4.90	1.92	1.64
1985	1.16	1.05	1.04	2.34	4.85	1.69
1986	1.25	1.27	1.09	1.92	1.09	1.15
1987	1.44	21.87	1.20	6.01	2.65	2.10
1988	1.22	1.75	1.10	1.62	2.04	1.29
1989	1.12	1.27	1.06	3.90	2.16	1.68
1990	221.46	7.54	5.35	2.21	2.39	1.47
1991	2.86	2.14	1.51	1.03	4.59	1.07
1992	1.34	1.69	1.14	1.19	1.00	1.08
1993	1.26	2.16	1.12	4.10	2.33	1.79
1994	1.03	1.01	1.01	1.00	1.00	1.01
1995	9.89	9.47	3.13	6.63	3.20	2.44
1996	3.68	1.72	1.55	2.17	5.72	1.66
1997	1.15	1.57	1.08	6.18	6.71	3.51
1998	1.53	16.25	1.23	6.65	24.31	4.85
1999	17.44	5.74	3.33	2.14	1.55	1.30
2000	1.82	1.78	1.26	2.40	2.73	1.56
2001	1.60	2.12	1.22	1.00	1.00	1.01
2002	7.03	1.73	1.79	12.46	2.33	2.15
2003	2.23	11.39	1.47	3.33	12.44	2.42
2004	3.92	3.87	1.87	1.91	1.28	1.21
2005	1.08	1.15	1.04	1.48	1.51	1.20
2006	11.79	31.24	3.48	3.42	5.87	2.24
2007	3.80	1.84	1.60	1.95	2.63	1.43
2008	2.56	2.48	1.48	1.00	1.00	1.02

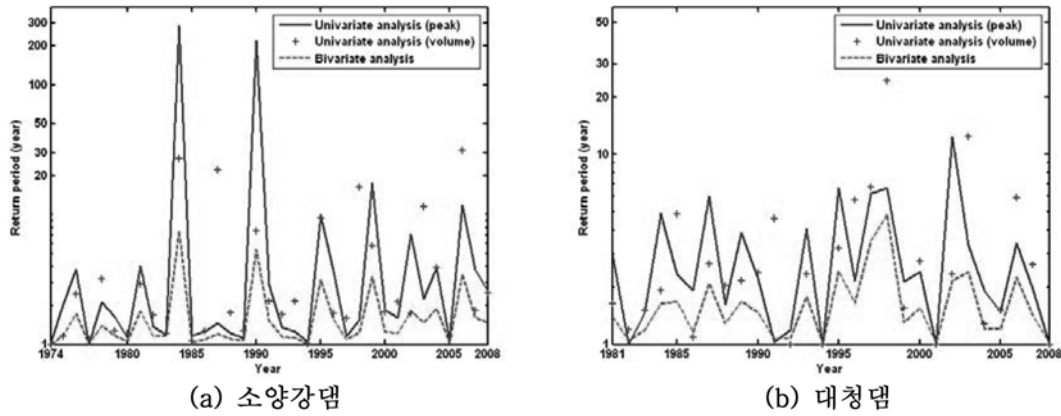


그림 11. 이변량 핵밀도함수의 결합 재현기간과 단변량 재현기간의 비교

표 9. Gumbel 혼합모형의 해석 결과와 단변량 홍수빈도 해석 결과의 상관성

구분	해석방법	단변량해석 (침투홍수량)	단변량해석 (홍수용적)	이변량해석 (Gumbel 혼합)
소양강댐	단변량해석 (침투홍수량)	1	0.446	0.998
	단변량해석 (홍수용적)	0.446	1	0.453
	이변량해석 (Gumbel 혼합)	0.998	0.453	1
대청댐	단변량해석 (침투홍수량)	1	0.231	0.994
	단변량해석 (홍수용적)	0.231	1	0.188
	이변량해석 (Gumbel 혼합)	0.994	0.188	1

표 10. 이변량 감마분포의 해석 결과와 단변량 홍수빈도 해석 결과의 상관성

구분	해석방법	단변량해석 (침투홍수량)	단변량해석 (홍수용적)	이변량해석 (이변량 감마)
소양강댐	단변량해석 (침투홍수량)	1	0.474	0.994
	단변량해석 (홍수용적)	0.474	1	0.689
	이변량해석 (이변량 감마)	0.994	0.689	1
대청댐	단변량해석 (침투홍수량)	1	0.166	0.928
	단변량해석 (홍수용적)	0.166	1	0.352
	이변량해석 (이변량 감마)	0.928	0.352	1

표 11. 이변량 핵밀도함수의 해석 결과와 단변량 홍수빈도 해석 결과의 상관성

구분	해석방법	단변량해석 (침투홍수량)	단변량해석 (홍수용적)	이변량해석 (이변량 핵밀도)
소양강댐	단변량해석 (침투홍수량)	1	0.460	0.907
	단변량해석 (홍수용적)	0.460	1	0.622
	이변량해석 (이변량 핵밀도)	0.907	0.622	1
대청댐	단변량해석 (침투홍수량)	1	0.323	0.860
	단변량해석 (홍수용적)	0.323	1	0.650
	이변량해석 (이변량 핵밀도)	0.860	0.650	1

기간이 큰 차이를 보였는데, 이는 이변량 홍수빈도 해석 시 침투홍수량과 홍수용적 두 가지 요소가 서로 결합빈도에 영향을 미쳤기 때문이다. 이러한 결과는 비록 1984년과 1990년 소양강댐의 침투홍수량이 이상치로 간주되는 큰 수치를 기록하였지만 홍수용적은 다른 해의 홍수용적 관측치와 유사한 범주 이내의 수치를 기록하였기 때문에, 이는 빈도해석 시 침투홍수량뿐만이 아닌 홍수용적 또한 고려하는 이변량 홍수빈도 해석법의 특성에 의해 도출된 결과라고 볼 수 있다. 또한 소양강댐의 경우 특히 이상치로 간주되는 큰 침투홍수량이 관측된 해의 재현기간 추정치는 각 확률분포형과 방법별로 많은 차이를

보였는데, 이는 특정 확률분포형을 대상 자료의 확률분포로 간주하고 그에 맞추어 빈도분석을 수행하는 매개변수적인 방법과 대상 수문자료 자체의 분포를 확률분포로 간주하여 빈도분석을 수행하는 비매개변수적인 방법 등 각각의 빈도해석 방법들 간 특성의 차이에 따른 결과라 판단된다.

6. 결 론

본 연구에서는 단변량 홍수빈도 해석방법의 한계를 완화하기 위한 대안으로 Gumbel 혼합모형, 이변량 감마분포, 이변

량 핵밀도함수 등 매개변수적인 방법과 비매개변수적인 방법을 포함하는 이변량 홍수빈도 해석법을 제안하였다.

소양강댐의 대청댐의 35개년, 28개년 일 유입량 자료에서 분리한 홍수사상 중 침투홍수량과 홍수용적 자료를 변량으로 하는 이변량 홍수빈도해석을 통해 결합 재현기간을 산정하여 분석하였다. 자료의 통계량과 각각의 빈도해석법에 대한 매개변수를 산정하였고, 적합도 검정을 통해 본 연구에서 이용한 자료 및 이변량 홍수빈도 해석방법들의 적합성을 검토하였다. 최종적으로 결합 확률밀도함수와 결합 재현기간을 추정하여 침투홍수량과 홍수용적 각각에 대한 단변량 홍수빈도해석에 의해 도출된 재현기간과 비교함으로써 이변량 홍수빈도 해석방법의 적용성을 검토하였다. 이변량 홍수빈도해석의 결합 재현기간 추정 결과는 단변량 홍수빈도해석 결과 중 침투홍수량에 의한 단변량 해석 결과와 가장 강한 상관관계를 가지며 비슷한 거동을 보였으나 이상치로 간주되는 큰 침투홍수량이 관측된 해에서는 두 빈도해석법 간 재현기간 추정 결과가 많은 차이를 보였으며, 이는 이변량 홍수빈도해석의 특성에 의해 나타난 결과로 판단되었다.

상관관계 분석 결과 이변량 홍수빈도 해석에 의해 추정된 결합 재현기간은 침투홍수량만에 의한 단변량 홍수빈도 해석에 의해 추정된 재현기간과 가장 높은 상관관계를 가지고 있었으며 전반적으로 비슷한 거동을 보였다. 이는 홍수사상의 분리 시 침투홍수량을 기준으로 연 최대치계열을 선정하였기 때문으로 판단되었다. 물론 홍수사상의 선정에 있어 침투홍수량을 기준으로 연 최대치계열을 선정하는 것은 적절한 방법으로 판단되나, 매우 큰 침투홍수량이 관측된 해의 홍수용적의 크기가 여타 관측년도와 차이가 크지 않은 범주 내에 있을 경우에는, 예를 들어 홍수 조절지나 천변 저류지 등 특정 홍수 방어시설의 특성에 따라서 이변량 홍수빈도 해석의 결과를 적용하는 것이 보다 적절하다고 판단할 수 있다는 점이다. 일률적인 단변량 홍수빈도 해석을 수행하는 것은 과도한 설계홍수량 추정이라는 결과로 이어질 수 있기 때문에, 홍수 방어시설 별 특성에 따라 설계 변량의 적절한 선택을 통한 이변량 홍수빈도해석을 수행함으로써 침투홍수량과 더불어 홍수용적 또는 지속기간을 함께 고려한 보다 적절하고 경제적인 설계홍수량을 추정하는 데 본 연구 결과가 도움이 될 수 있을 것이다.

본 연구는 이변량 홍수빈도 해석 시 두 가지 변량을 각각 동일수준의 변량으로 간주하여 결합 재현기간을 추정하고 분석을 수행하였으나, 향후 연구로는 홍수사상의 3요소(침투홍수량, 홍수용적, 지속기간) 중 두 가지 요소를 변량으로 선정하여 이변량 홍수빈도 해석을 수행할 시 다양한 홍수 방어시설의 특성 및 운영 룰을 고려하여 두 가지 변량 각각에 대한 가중치를 해당 시설물의 특성에 맞게 결정하여 반영한 분석 결과를 도출하는 방안이 고려될 수 있을 것이다. 또한 확률 분포형이나 모수 추정 방법에 따라 진도 해석 결과가 상대적으로 많은 차이를 보이는 문제점에 대한 해결 방안으로 임의의 수문자료에 대하여 이변량 빈도해석을 적용할 시 최적의 이변량 분포형이나 방법을 선정하는 방안에 대한 연구가 추가적으로 고려될 수 있을 것이다.

감사의 글

이 논문은 2009년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(No. 2009-0072476)입니다.

참고문헌

- 권영문, 김태웅(2009) 이변량 강우 빈도해석을 이용한 서울지역 I-D-F 곡선 유도, **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제29권 제2B호, pp. 155-162.
- 홍창선, 원석연, 안재현, 안원식(2001) 확률강우량 산정방법의 신뢰도 분석, **한국도시방재학회논문집**, 한국도시방재학회, 제1권 제3호, pp. 111-122.
- 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.
- 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.
- 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.
- Kim, T.W., Juan B. Valdes., and Yoo, C.S. (2003) Nonparametric approach for estimating return periods of droughts in arid regions, *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, pp. 237-246.
- Oliveria, J.T.D. (1975) Bivariate extremes: Extensions, *Bull. of the Inter. Statistical Inst.*, Vol. 46, No. 2, pp. 241-251.
- 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., Bobe, 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. (2000) The gumbel mixed model applied to storm frequency analysis, *Water Resource Management*, Vol. 14, pp. 377-389.
- 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(2001), 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, *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 11, No. 2, pp. 150-164.

(접수일: 2009.11.25/심사일: 2010.1.27/심사완료일: 2010.3.4)