

비정상성 확률분포 및 재현기간을 고려한 홍수빈도분석 Flood Frequency Analysis Considering Probability Distribution and Return Period under Non-stationary Condition

김 상 욱* / 이 영 섭**

Kim, Sang Ug / Lee, Yeong Seob

Abstract

This study performed the non-stationary flood frequency analysis considering time-varying parameters of a probability density function. Also, return period and risk under non-stationary condition were estimated. A stationary model and three non-stationary models using Generalized Extreme Value (GEV) were developed. The only location parameter was assumed as time-varying parameter in the first model. In second model, the only scale parameter was assumed as time-varying parameter. Finally, the both parameters were assumed as time varying parameter in the last model. Relative likelihood ratio test and Akaike information criterion were used to select appropriate model. The suggested procedure in this study was applied to eight multipurpose dams in South Korea. Using relative likelihood ratio test and Akaike information criterion it is shown that the inflow into the Hapcheon dam and the Seomjingang dam were suitable for non-stationary GEV model but the other six dams were suitable for stationary GEV model. Also, it is shown that the estimated return period under non-stationary condition was shorter than those estimated under stationary condition.

Keywords : flood frequency analysis, non-stationarity, return period, risk, GEV distribution

요 지

본 연구에서는 모수(parameter)가 시간에 따라 변화하는 비정상성 확률분포를 홍수빈도분석에 적용하였다. 또한, 비정상성을 가정한 재현기간 및 위험도를 추정하였다. GEV (Generalized Extreme Value) 분포를 사용하여 정상성 및 비정상성 모형 4개를 구축하였으며 비정상성 모형은 위치모수(location parameter)만 선형경향성을 가지는 경우, 규모모수(scale parameter)만 선형경향성을 가지는 경우, 위치 및 규모모수가 모두 선형경향성을 가지는 경우의 3가지로 구분되었다. 구축된 4개의 모형 중 적합모형을 선정하기 위해 상대적 우도비 검정과 Akaike 정보기준을 사용하였으며, 우리나라의 8개 다목적댐(충주댐, 소양강댐, 안동댐, 임하댐, 합천댐, 대청댐, 섬진강댐, 주암댐)으로부터 취득된 과거 관측 댐 유입량을 사용하여 제안된 절차를 적용하고 결과를 비교분석하였다. 적합모형 선정 결과 합천댐과 섬진강댐이 비정상성 GEV 모형에 적합한 것으로 분석되었고, 나머지 6개 지점의 다목적댐들은 정상성 모형에 적합한 것으로 분석되었다. 특히 합천댐과 섬진강댐의 경우 비정상성 가정에서 산정된 재현기간이 정상성 가정에서 산정된 재현기간보다 작게 산정되었음을 알 수 있었다.

핵심용어 : 빈도분석, 비정상성, 재현기간, 위험도, GEV 분포

* 강원대학교 공과대학 토목공학과 조교수 (e-mail: sukim70@kangwon.ac.kr)

Assistant Professor, Department of Civil Engineering, Kangwon National University, Chuncheon, Korea

** 교신저자, 강원대학교 공과대학 토목공학과 석사졸업 (e-mail: dldudtjq1216@naver.com, Tel: 82-10-3868-9681)

Corresponding Author, Master Course, Department of Civil Engineering, Kangwon National University, Chuncheon, Korea

1. 서론

장기적인 수자원 계획의 수립이나 구조물의 설계에서는 빈도분석(frequency analysis)을 통해 산정된 어떤 확률수문량을 설계기준으로 사용한다. 빈도분석이 수행되기 위해서는 관측 자료가 독립성(independence), 정상성(stationarity), 동질성(homogeneity)의 조건을 만족해야 하지만 인간 활동에 의한 토지이용의 변화, 도시화, 산림 파괴 그리고 급격한 기후변화로 인해 정상성 가정의 적용이 어려운 경우가 많다. Milly et al. (2008)의 연구에 의하면 정상성이란 연 최대 유량이나 연 최대 강수량 같은 어떤 확률변수가 시간에 따라 변하지 않는 일정한 확률밀도 함수를 가지는 것으로 정의될 수 있다. Milly et al. (2008)은 기후변화와 인간 활동의 영향을 고려해서 수문자료의 비정상성을 가정한 수자원 관리 및 개발과 수공구조물의 설계 필요성에 대해서 주장하였다. Novotny and Stefan (2007)은 기후변화에 의한 유량자료의 변화를 연구하기 위해 인간 활동이 제한된 미네소타 유역을 대상으로 유량자료의 경향성을 확인하고 기후변화와의 상관관계를 결정하였다. Delgado et al. (2010)은 인도차이나반도에 있는 Mekong 강의 20세기 동안 연 최대 홍수량자료의 경향성 및 변동성을 M-K 검정, 일반최소자승법(OLS), 비정상성 GEV 함수를 이용하여 분석한 결과 비정상성 GEV 함수가 M-K 검정과 OLS를 사용하는 것 보다 홍수량자료의 경향성분을 더 완벽히 설명한다고 주장하면서 Mekong 강의 홍수량자료에 비정상성이 존재함을 분석하였다. Hirsch and Ryberg (2012)는 미국의 유량자료와 전 세계적인 이산화탄소 농도 평균에 어떤 통계적인 관계가 있는지 분석한 결과 상대적으로 추운지역에서는 양의 상관관계가 건조지역에서는 음의 상관관계가 있는 것으로 나타나 이산화탄소 농도가 미래에 어떤 지역의 유량에 영향을 미칠 수 있음을 확인했다.

위와 같은 수문기상자료의 비정상성을 규명하는 연구가 수행됨에 따라 비정상성을 고려한 홍수빈도분석 기법들이 전 세계적으로 개발되고 적용되어 왔다. 특히 비정상성 빈도분석 기법 중 확률분포의 모수추정에 관한 연구들이 다음과 같이 진행되어 왔다. Strupczewski et al. (2001a,b)은 확률분포의 모수를 시간의 변수로 해석하였으며 정규분포, 2변수 대수정규분포, 3변수 대수정규분포, 2변수 Pearson 분포, 3변수 Pearson 분포, Gumbel 분포 등 6개의 확률분포에 대하여 최우추정법을 이용한 모수추정치를 계산하고 Akaike 정보기준을 사용하여 최적분포를 결정하는 절차를 폴란드의 39개의 유량자료에 적용한 바 있다. He et

al. (2006)은 관측 자료를 30년씩 이동평균하여 Gumbel 분포와 Log-Pearson Type-III 분포의 모수변화를 회귀 분석하고 미래 목표연도의 모수를 산정하여 홍수빈도분석을 수행하였다. 비정상성 빈도분석 기법에 관련된 국내 연구의 경우 대부분은 He et al. (2006)의 방법을 이용한 목표연도 확률강우량을 산정하는데 국한되어 왔다(Shin et al., 2013).

반면, 분위수 추정에 있어서 비정상성을 고려한 연구들도 진행되고 있다. Olsen et al. (1998, 1999)은 비정상성 빈도분석을 적용하였을 때 시간에 따라 초과확률과 비초과 확률이 변하는 것을 기대 대기시간(expected waiting time) 정의에 따라 비정상성 재현기간을 정의하고, 기후변화의 영향에 따라 재현기간과 위험도의 개념에 비정상성이 고려되어야 함을 주장하였다. Salas and Obeysekera (2014)는 정상성 및 비정상성 가정에서 초과확률이 기하분포를 따른다고 가정하고 간단한 예제와 함께 비정상성 재현기간과 위험도 산정을 수학적으로 제안하였다. Shin et al. (2014)은 위치모수에만 선형경향성을 고려하는 비정상성 Gumbel 모형을 이용하여 우리나라 강우자료에 대해서 정상성과 비정상성 가정에서 산정된 재현기간을 비교하여 비정상성 재현기간이 정상성 재현기간에 비해 매우 작게 산정됨을 확인하였다.

지금까지 수자원 분야에서 비정상성 빈도분석 기법은 주로 확률분포의 모수를 추정하고 비정상성 확률분포를 개발하는 연구를 중심으로 이루어져 왔다. 그러나 비정상성 확률분포를 적용하더라도 여전히 분위수 추정 부분에서는 정상성 조건만을 고려하여 재현기간과 확률수문량을 산정하는 연구가 대부분이었다. 즉, 비정상성 확률분포와 비정상성 조건에 대한 재현기간 산정을 함께 고려한 연구는 매우 미미한 형편이다. 따라서 본 연구에서는 기존 빈도분석 기법에서 모수추정 단계와 분위수 추정 단계에 수문자료의 비정상성을 고려한 비정상성 빈도분석을 수행하고 정상성 빈도분석에 의해 산정된 결과와 비교함으로써 비정상성 빈도분석의 적용성을 검토하는 것을 목적으로 연구를 수행하였다.

2. 빈도분석 모형

2.1 정상성 빈도분석 모형

확률변수 X_1, X_2, \dots, X_n 이 독립이며 일정한 분포(independent identically distributed; i.i.d.)를 가질 때 극치(extreme value)는 Eq. (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$Z_n = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \quad (1)$$

Eq. (1)은 일정한 기간(block)에 극치를 정의하는 block maxima 방법이며 $n=365$ 인 경우 Z_n 은 연 최대치 계열(annual maximum series; AMS)이 된다. Fisher and Tippett (1928)은 자료의 개수, $n \rightarrow \infty$ 일 때, $F_Z(z)$ 는 중심 극한정리(central limit theorem)에 의해 3가지 형태의 극치분포 중 하나로 수렴함을 증명하였다(Gumbel, 1958). 그러나 대부분의 실무에서는 3가지 형태의 극치분포 중 관측 자료를 대표하는 적절한 극치분포를 결정할 때 많은 불확실성이 포함될 수 있다. 이에 따라 Jenkinson (1955)은 3가지 형태의 극치분포를 고려하여 단일분포인 일반화된 극치(Generalized Extreme Value; GEV) 분포를 Eq. (2)와 같이 제안하였다 (Rao and Hamed, 2000).

$$F_Z(z;\theta) = \exp\left\{-\left[1 - \kappa\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{1/\kappa}\right\} \quad (2)$$

여기서 μ , σ , κ 는 각각 위치모수(location parameter), 규모모수(scale parameter), 형상모수(shape parameter)이며 θ 는 확률분포의 모수벡터이다. 그러나 최근 수문학 및 수자원 분야에서는 형상모수, κ 를 $-\kappa$ 로 대체하여 사용하는 경우가 일반적이다(Coles, 2001; Koutsoyiannis, 2004). 따라서 본 연구에서는 κ 대신에 $-\kappa$ 를 적용한 GEV 분포를 사용하였다. 이 경우 GEV 분포의 누적분포 함수와 확률밀도함수는 Eqs. (3) and (4)와 같다.

$$F_Z(z;\theta) = \exp\left\{-\left[1 + \kappa\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-1/\kappa}\right\} \quad (3)$$

$$f_Z(z;\theta) = \frac{1}{\sigma} \left[1 + \kappa\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-(1/\kappa)-1} \exp\left\{-\left[1 + \kappa\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-1/\kappa}\right\} \quad (4)$$

2.2 비정상성 빈도분석 모형

극치사상의 비정상성을 다루는 경우 비정상성 GEV 모형은 확률분포의 모수를 시간에 종속된 함수(time-dependent function)로 가정할 수 있다. Coles (2001)와 Katz et al. (2002)은 위치모수와 규모모수를 시간에 따라 일정한 선형경향성을 가지는 함수로 제안하였다. 본 연구에서는 Coles (2001)와 Katz et al. (2002)이 제안한 방법에 따라 Eq. (5)와 같이 각 모수들을 시간에 대한 1차함수로 가정하고 비정상성 GEV 모형을 구축하였다.

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_0 + \mu_1 t \\ \sigma_t &= \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t) \\ \kappa_t &= \kappa = const \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 μ_t , σ_t , κ_t 는 각각 시간에 종속된 위치모수, 규모모수, 형상모수이다. 자료의 분산도(dispersion)를 대표하는 규모모수는 양의 값만을 가지므로 지수함수로 가정하였으며, Coles (2001)와 Katz et al. (2002)은 형상모수, κ 를 신뢰성 있게 추정하기 어렵고 비정상성을 고려하더라도 그 결과에 별 차이가 없으므로 상수로 가정할 것을 제안하였다. 따라서 본 연구에서는 형상모수에 시간 항을 고려하는 대신에 위치모수와 규모모수에 시간 항을 고려하는 비정상성 GEV 분포를 적용하였다. 위치모수에만 비정상성을 고려하는 경우 Eq. (3)의 μ 를 $\mu_0 + \mu_1 t$ 로 대체하여 비정상성 GEV 분포를 얻을 수 있고, 규모모수에만 비정상성을 고려하는 경우 Eq. (3)의 σ 를 $\exp(\sigma_0 + \sigma_1 t)$ 로 대체함으로써 비정상성 GEV 분포를 얻을 수 있다. 마찬가지로 위치모수 및 규모모수 모두에 비정상성을 고려하는 경우는 Eq. (3)의 μ 와 σ 를 $\mu_0 + \mu_1 t$ 와 $\exp(\sigma_0 + \sigma_1 t)$ 로 대체함으로써 비정상성 GEV 분포를 얻을 수 있다. 본 연구에서는 편의상 정상성 및 비정상성 GEV 분포를 다음과 같이 표기하였다.

- ① GEV(000) : 정상성 모형
- ② GEV(100) : 위치모수만 비정상성 고려
- ③ GEV(010) : 규모모수만 비정상성 고려
- ④ GEV(110) : 위치 및 규모모수 모두 비정상성 고려

3. 재현기간과 위험도

3.1 정상성 가정에서 재현기간 및 위험도

수문분야에서 홍수나 가뭄과 같은 어떤 사상의 확률을 나타낼 때 가장 일반적으로 사용되는 개념이 재현기간(return period)이다. 재현기간은 어떤 사상의 규모를 빈도로 나타낸 개념으로 재현기간, T 를 가지는 사상은 T 년 동안 평균적으로 그 사상이 한번 발생하는 것으로 정의된다(Bedient and Huber, 2001). 재현기간의 산정은 베르누이 과정(Bernoulli process)과 포아송 과정(Poisson process)으로 모형화 할 수 있다. 베르누이 과정에서 사건은 일정한 간격으로 발생하기 때문에 재발간격은 기하분포(geometric distribution)로 표현할 수 있다. 반면에 포아송 과정에서는 사건이 일정한 간격이 아닌 무작위로 발생하기 때문에 재발간격은 지수분포(exponential distribution)로 표현된다. 댐 유입량과 같은 어떤 수문자료가 정상성과 독립성을 만족한다고 가정하면 재현기간, T 와 초과확률, p 사이에는 Eq. (6)과 같은 관계가 있는 것으로 알려져 있다(Gumbel, 1941).

$$T = \frac{1}{p} = \frac{1}{1-q} \quad (6)$$

여기서 q 는 비초과확률로 $F_Z(z_T) = P(Z \leq z_T)$ 이다. 정상성 가정에서는 초과확률이 시간에 상관없이 일정하기 때문에 재현기간, T 는 초과확률, p 의 역수임이 성립된다. 확률수문량으로 수공구조물을 설계할 때 설계자는 구조물의 사용년수 n 년 이내에 초과사상이 적어도 한번 발생할 확률인 조우확률(encounter probability)을 분석할 필요가 있다. 일반적으로 수문학 분야에서는 조우확률을 위험도(risk)라는 용어로 사용하기 때문에 본 연구에서도 조우확률을 위험도라는 용어로 나타내었다(Sivapalan and Samuel, 2009). 위험도를 수식으로 표현하면 Eq. (7)과 같이 나타낼 수 있으며, 여기서 R 은 재현기간이 T 년인 수문사상이 구조물의 사용년수 n 년 이내에 적어도 한번 발생할 확률인 위험도이다. 반대로 구조물의 사용년수 n 년 이내에 초과사상이 단 한 번도 발생하지 않을 확률인 신뢰도는 Eq. (8)과 같이 비초과확률로 표시되며 이를 활용하면 위험도는 Eq. (9)와 같이 정의된다.

$$R = P(Y \leq n) \quad (7)$$

$$R_c = 1 - R = P(Y > n) = (1-p)^n \quad (8)$$

$$R = 1 - (1-p)^n = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^n \quad (9)$$

3.2 비정상성 가정에서 재현기간 및 위험도

비정상성 가정에서 재현기간의 변화를 산정하기 위한 연구는 Olsen et al. (1998, 1999)을 비롯한 다수의 연구자가 관련 내용을 다룬 바 있다. 먼저 Parey et al. (2007)은 프랑스에 위치한 47개소의 측후소 온도자료(1950년~2003년)를 분석함에 있어 비정상성 가정을 적용한 재현기간 개념의 신뢰성을 제안한 바 있다. 특히 Parey et al. (2010)은 온도자료의 극치값 분석에 있어 비정상성 개념에 의한 재현기간 개념을 적용하기 위한 방법들을 비교하고 그 결과를 이용하여 미래의 특정기간에 대한 재현기간의 산정을 위한 방법론을 제안한 바 있다.

본 연구에서는 기존 연구자들의 연구결과를 이용하여 비정상성 가정하에서의 재현기간 및 위험도를 산정하였다. 즉 본 연구에서는 비정상성 가정하에서의 재현기간을 산정함에 있어 시간 t 에 따라 확률분포의 모수들이 변함에 따라 초과확률, p 가 변화한다고 가정하였으며, 이에 따

라 연 최대 유량을 누적분포함수 $F_Z(z; \theta_t)$ 를 가지는 확률 변수, Z 로 가정하면 년도 $t=0$ 일 때, 재현기간은 Eq. (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$T_0 = \frac{1}{p_0} = \frac{1}{1-q_0} \quad (10)$$

만약 극치사상이 시간에 따라 증가한다고 가정하면 시간에 따라 변화하는 초과확률, p_t 는 비초과확률을 이용하면 Eq. (11)과 같이 쉽게 계산할 수 있다.

$$p_t = 1 - q_t = 1 - F_Z(z_{T_0}; \theta_t) \quad (11)$$

비정상성 가정에서 초과사상도 기하분포를 따르므로 초과사상이 처음 발생할 때까지의 시간 y 는 Eq. (12)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} p_Y(y) &= P(Y = y) \\ &= (1-p_1)(1-p_2)(1-p_3)\dots(1-p_{y-1})p_y \quad (12) \\ &= p_y \prod_{t=1}^{y-1} (1-p_t) \quad \text{for } y=1,2,3,\dots,y_{\max} \end{aligned}$$

여기서, y_{\max} 는 p_t 가 1이 될 때의 시간(년도)이다. 예를 들어 $y=1$ 일 때 $p_Y(1) = p_1$, $y=2$ 일 때 $p_Y(2) = p_2(1-p_1)$, $y=3$ 일 때 $p_Y(3) = p_3(1-p_1)(1-p_2)$, $y=4$ 일 때 $p_Y(4) = p_4(1-p_1)(1-p_2)(1-p_3)$ 이 된다. 비정상성 가정에 따른 Eq. (12)의 누적분포함수는 Eq. (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \sum_{i=1}^y p_Y(i) \\ &= \sum_{i=1}^y p_i \prod_{t=1}^{i-1} (1-p_t) \quad (13) \\ &= 1 - \prod_{t=1}^y (1-p_t) \quad \text{for } y=1,2,3,\dots,y_{\max} \end{aligned}$$

여기서, $F_Y(1) = p_1$, $F_Y(y_{\max}) = 1$ 이다. 앞에서 언급했듯이 재현기간은 재발간격의 기대값이므로 초과사상이 $Z \geq z_{T_0}$ 일 때 발생한다면 재현기간, T 는 Eq. (14)와 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} T &= E(Y) \\ &= \sum_{y=1}^{y_{\max}} y p_y \prod_{t=1}^{y-1} (1-p_t) \quad (14) \end{aligned}$$

비정상성 조건에서 재현기간 T 는 Eq. (13)이 1이 될 때까지 Eqs. (12) and (14)를 반복적으로 수치 계산함으로써 구할 수 있으며, 3.1절에서 정상성 가정에서 위험도를 산정한 방법과 마찬가지로 위험도, $R = F_Y(n)$ 이므로 Eq. (13)의 누적분포함수를 이용하면 Eq. (15)과 같이 구조물의 사용년수 n 년에 해당하는 위험도를 산정할 수 있다.

$$R = \sum_{y=1}^n p_y \prod_{t=1}^{y-1} (1-p_t) \quad (15)$$

$$= 1 - \prod_{t=1}^n (1-p_t)$$

4. 적합모형 선정

본 절에서는 정상성 및 비정상성 GEV 모형 4개 중 적합모형을 선정하기 위한 기법들로 상대적 우도비 함수(relative likelihood function)과 Akaike 정보기준(Akaike Information Criterion; AIC)에 대해 간략히 기술하였다. 일반적으로 사용되는 우도비 검정(likelihood ratio test)은 어떤 모형과 그 모형의 특별한 경우에 해당하는 모형간의 적합성을 비교하는 통계적 검정이나 비교하고자 하는 모형이 구속(nested)되어 있지 않은 경우에는 이를 활용할 수 없다. 이러한 경우 AIC 정보기준을 활용한 상대적 우도비 검정을 활용할 수 있으며 검정 절차로는 두 모형의 각 유의확률, p 를 계산하거나 우도비 편차 통계량(deviance statistic)을 계산함으로써 “두 모형 간에는 통계적으로 유의한 차이가 없다”는 귀무가설(null hypothesis)을 기각할 수 있는지를 검정하는 데 이를 상대적 우도비 검정이라 한다. 귀무가설, H_0 는 통계적으로 두 모형이 같음을, 대립가설, H_1 은 통계적으로 두 모형이 다름을 나타낸다. 상대적 우도함수를 이용한 편차 통계량, D 는 Eq. (16)과 같이 구할 수 있다(Coles, 2001).

$$D = 2\{\ln \mathcal{L}^*(M_g) - \ln \mathcal{L}^*(M_s)\} \sim \chi_d^2 \quad (16)$$

여기서, $\ln \mathcal{L}^*(\cdot)$ 는 각 모형의 대수우도함수의 최대값이고, M_s 와 M_g 는 각각 모수 s 개와 g 개를 가지는 간단 모형(simple model)과 일반 모형(general model)이며, $M_s \subset M_g$ 의 관계를 가진다. 대부분의 경우 상대 우도비의 편차 통계량, D 의 정확한 분포를 결정하는 것이 어렵다. 그러나 Wilks (1938)의 정리에 의하면 표본의 크기가 커질수록 편차 통계량, D 는 점근적으로(asymptotically) χ^2 분포를 따르게 된다고 알려져 있다(Wilks, 1938). Eq. (16)에서 d 는 자유도(degree of freedom)로 두 모형간의 모수차 $d = g - s$ 이다. 본 연구에서 M_s =정상성 모형, M_g =비정상성 모형이다. 따라서, Eq. (17)을 만족하는 경우 귀무가설, H_0 을 기각하여 비정상성 모형, M_g 를 적합모형으로 선정하게 된다.

$$D = 2\{\ln \mathcal{L}^*(M_g) - \ln \mathcal{L}^*(M_s)\} > c_\alpha \quad (17)$$

여기서, c_α 는 임계값(critical value)으로 χ_d^2 분포의 $(1-\alpha)$

에 해당하는 분위수(quantile)이다. 반대로 $D \leq c_\alpha$ 인 경우 귀무가설을 채택하여 통계적으로 비정상성 모형, M_g 가 정상성 모형, M_s 보다 더 적합하다 할 수 없다.

일반적인 우도비 검정은 가설검정을 이용하여 모형간의 통계적인 유의성을 검토하는 장점이 있으나 두 개의 모형만을 비교한다는 단점이 있으나 Akaike 정보기준을 이용한 상대적 우도비 검정은 여러 모형들을 비교적 쉽게 비교하여 적합 모형을 선정할 수 있다. Akaike 정보기준은 여러 통계 모형들의 적합도(goodness of fit)와 복잡도(complexity)를 상대적으로 비교하는 기준으로 통계학에서 모형선정을 위한 방법으로 자주 이용된다. AIC 값은 Eq. (18)처럼 정의된다(Akaike, 1974).

$$AIC(k) = 2\{-\ln \mathcal{L}^*(M_k) + k\} \quad (18)$$

여기서, $\ln \mathcal{L}^*(\cdot)$ 는 모형의 대수우도함수의 최대값이고 k 는 모형에 포함되어 있는 모수의 개수이다. 일반적으로 모형의 모수 개수가 많아질수록 모형은 자료에 거의 적합해진다. AIC는 모수 개수, k 를 벌칙(penalty)으로 사용함으로써 모형이 과적합(overfitting)해지는 것을 방지한다. 따라서 AIC를 이용하면 모형의 적합성과 복잡성을 모두 고려하여 균형적인 통계모형을 선정할 수 있으며, 여러 모형 중 AIC 값이 가장 작은 모형을 적합모형으로 선정하게 된다.

5. 적용 및 결과

5.1 적용구역 및 자료현황

실측 유량자료가 없는 경우 설계홍수량을 산정하는 방법으로는 강우빈도분석으로부터 구한 설계강우량을 유출모형에 적용하여 홍수량을 계산하거나 수위·유량관계곡선식으로부터 유량을 계산하는 방법이 있다. 이와 같은 방법들로 산정된 유량은 많은 불확실성을 내포하고 있으나 우리나라의 경우 긴 실측유량 자료가 없는 경우가 대부분이므로 수공구조물의 설계시에 위와 같은 방법들로 산정한 설계홍수량을 사용한다. 한편, 유역 출구에 댐이 건설된 댐 상류유역의 경우 댐으로 들어오는 유입량(즉, 댐 상류유역의 유출량)을 댐 저수위 변화로부터 역계산하여 정확한 유입량을 산정할 수가 있다. 따라서 본 연구에서는 비정상성 빈도분석의 적용성을 분석하기 위해 다목적댐 상류의 유입량 자료를 사용하였다. 2014년 현재 우리나라 다목적댐은 조절지댐을 제외하면 15개로 다목적댐의 위치를 대권역별로 구분하여 Fig. 1에 나타냈다.

국가수자원관리 종합정보시스템, WAMIS에서는 수문·

기상, 하천, 지하수, 수도, 환경생태, 지형공간 등의 다양한 자료들을 제공하고 있다. 본 연구에서 이용한 댐 유입량 자료도 WAMIS에서 수집한 자료로 실시간 및 과거 관측자료 뿐만 아니라 각 다목적댐의 기본제원을 함께 확인할 수 있다. WAMIS에서 기본적으로 제공하고 있는 댐 유입량 자료의 형태는 일 유입량 자료로 본 연구에서는 일 유입량 자료를 수집하여 연 최대치 계열, AMS (Annual Maximum Series)로 변환하였다. 그러나 AMS가 10~20개에 해당하는 경우 통계적으로 의미있는 결론을 도출하는데 어려움이 있으므로 AMS가 20개 이상인 8개 다목적댐(충주, 소양, 안동, 임하, 합천, 대청, 섬진강, 주암)에 대해서만 연구를 수행하였다. 본 절에서 기술통계량을 분석하고 Mann-Kendall 검정을 수행하였다. 특정 자료에 대

한 비정상성을 신뢰성 있게 분석하기 위한 자료의 개수에 대해서는 이론적으로 정해져있지 않으나 소양댐(40개), 안동댐(37개), 대청댐(32개), 섬진강댐(39개)의 4개 댐은 30년 이상의 자료가 있어 분석이 가능할 것으로 판단되며, 이보다 자료의 길이가 적은 충주댐(27개), 임하댐(22개), 합천(25개), 주암댐(23개)의 4개 댐은 30년 미만의 길이를 가져 향후 보다 많은 자료의 축적을 통한 연구의 수행이 이루어져야 할 것으로 판단된다. 다만 본 연구에서는 이들 4개 댐에서도 20개의 자료 정도면 어느 정도의 신뢰성 있는 연구가 이루어질 수 있을 것으로 보고 연구를 수행하였다. Table 1에 AMS가 20개 이상인 다목적댐에 한하여 기술통계량을 나타냈으며, Table 2에 Mann-Kendall 검정에 의한 경향성 분석결과를 나타내었다.

5.2 적용절차 및 적합모형 선정결과

본 연구에서는 Coles (2001)와 Katz et al. (2002)이 제안한 확률분포의 모수들을 시간종속함수(time-dependent function)로 가정하는 비정상성 빈도분석 기법을 적용하였다. 또한 재현기간 산정에 있어서도 비정상성을 고려함으로써 기존의 정상성 가정에서 확률수문량을 산정했던 분위추정방법을 개선하였다. 본 절에서는 GEV 분포를 정상성 모형과 비정상성 모형으로 구분하여 각 모형의 모수를 추정하는 과정과 각 모형 중 적합모형을 선정하는 과정을 나타내었다. 본 연구에서 적용한 비정상성 홍수빈도 분석의 전반적인 절차를 Fig. 2에 나타내었다.

8개 다목적댐에 대하여 정상성 및 비정상성 GEV 모형 중 적합한 모형을 선정하기 위해 상대적 우도비 함수와 Akaike 정보기준(AIC)을 산정하였다. 두 방법 모두 각 GEV 모형의 대수우도함수의 최대값에 기반을 두어 검정하므로, 우선 각 GEV 모형의 모수추정치와 대수우도함수의 최대값을 구하였다. 정상성 및 비정상성 GEV 모형의

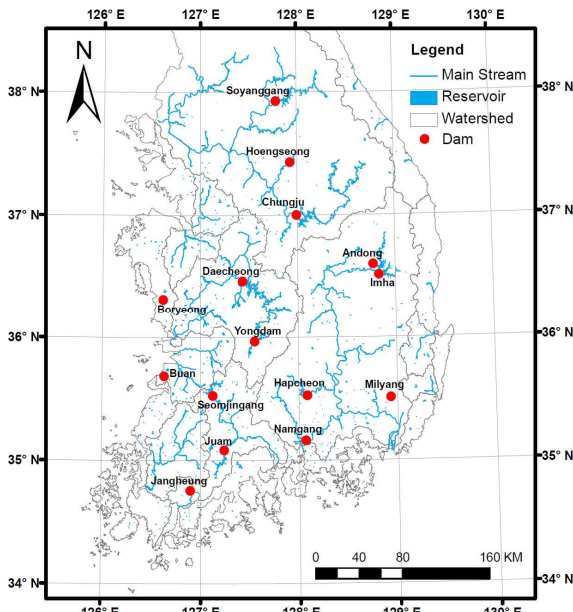


Fig. 1. Multipurpose Dam in South Korea

Table 1. Descriptive Statistics of Multipurpose Dam

Watershed	Dam	Mean (cms)	Variance	Skewness	Kurtosis	COV
Han River	Chungju	5,664	$1,180 \times 10^4$	1.2416	4.0703	0.606
	Soyonggang	2,119	$2,549 \times 10^3$	1.6465	6.1222	0.753
Nakdong River	Andong	1,064	$3,814 \times 10^2$	1.7941	7.6364	0.580
	Imha	909	$3,288 \times 10^2$	0.5015	1.9994	0.630
	Hapcheon	654	$1,148 \times 10^2$	0.6255	2.5319	0.518
Geum River	Daecheong	2,547	$1,481 \times 10^3$	-0.0033	2.4172	0.477
Seomjin River	Seomjingang	656	$1,150 \times 10^2$	0.6375	3.0907	0.517
	Juam	755	$1,320 \times 10^2$	0.6172	2.6166	0.481

Table 2. Trend Analysis Results by Mann–Kendall Non–parametric Test

Watershed	Dam	Test statistic	Significance probability	Trend decision
Han River	Chungju	-0.1778	0.8589	X
	Soyanggang	1.4331	0.1518	X
Nakdong River	Andong	0.8240	0.4100	X
	Imha	-0.6768	0.4986	X
	Hapcheon	2.1720	0.0299	○
Geum River	Daecheong	-0.7592	0.4477	X
Seomjin River	Seomjingang	2.0081	0.0446	○
	Juam	1.2677	0.2049	X

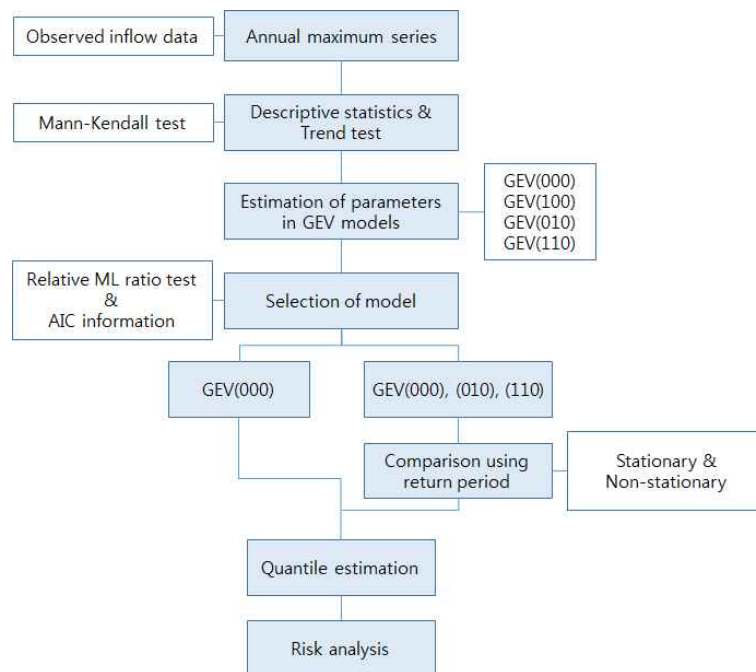


Fig. 2. Non-stationary Flood Frequency Analysis Procedure in This Study

모수추정치와 대수우도함수의 계산은 R-package *ismev* (Stephenson, 2011)를 이용하여 수행하였다. 계산된 대수우도함수의 최대값을 이용하여 AIC와 상대적 우도비 검정을 수행하였으며, AIC 값은 Eq. (19)를 이용하면 간단히 계산할 수 있다. 상대적 우도비 검정은 Eq. (17)을 이용하여 두 GEV 모형 사이의 편차 통계량, D 를 계산한 후 Eq. (18)을 만족할 때 “두 GEV 모형은 통계적으로 차이가 없다”는 귀무가설을 기각하였다. 본 연구에서의 적합 모형선정 절차는 다음과 같다.

- Step. 1 : GEV(000) 모형과 GEV(100) 모형에 상대적 우도비 검정을 수행한다. 귀무가설을 기각하면 AIC 값이 더 작은지 확인한다.
- Step. 2 : GEV(000) 모형과 GEV(010) 모형에 상대적

우도비 검정을 수행한다. 귀무가설을 기각하면 AIC 값이 더 작은지 확인한다.

- Step. 3 : GEV(000) 모형과 GEV(110) 모형에 상대적 우도비 검정을 수행한다. 귀무가설을 기각하면 AIC 값이 더 작은지 확인한다.
- Step. 4 : GEV(100) 모형과 GEV(010) 모형이 귀무가설을 기각하면 AIC 값이 더 작은 것을 적합모형으로 선정한다.
- Step. 5 : Step 3에서 귀무가설을 기각하면 GEV(110) 모형을 GEV(100) 모형 또는 GEV(010) 모형과 상대적 우도비 검정을 수행하여 귀무가설을 기각하는지 확인한다.
- Step. 1~Step. 4까지의 절차에 따라 Table 3에 AIC 값

Table 3. Model Selection Results Using Relative Likelihood Function and AIC

Model	$\ln \mathcal{L}^*(\cdot)$	AIC(k)	D	c_α	decision	Selection
1. Chungju dam						
GEV(000)	-262.349	530.698				○
GEV(100)	-262.182	532.364	0.334	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-261.123	530.246	2.452	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-261.108	532.216	2.482	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X
2. Soyanggang dam						
GEV(000)	-342.692	691.384				○
GEV(100)	-342.434	692.868	0.516	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-341.790	691.580	1.804	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-341.355	692.710	2.674	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X
3. Andong dam						
GEV(000)	-281.953	569.906				○
GEV(100)	-280.953	569.542	2.364	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-281.475	570.950	0.956	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-280.751	571.502	2.404	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X
4. Imha dam						
GEV(000)	-168.711	343.422				○
GEV(100)	-168.688	345.376	0.046	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-167.893	343.786	1.636	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-167.061	344.122	3.300	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X
5. Hapcheon dam						
GEV(000)	-179.167	364.334				X
GEV(100)	-177.883	363.766	2.568	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-176.856	361.712	4.622	$\chi_1^2=3.84$	H_0 reject	○
GEV(110)	-175.181	360.712	7.972	$\chi_2^2=5.99$	H_0 reject	X
6. Daecheong dam						
GEV(000)	-280.595	567.190				○
GEV(100)	-280.745	569.490	0.300	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-280.474	568.948	0.242	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-280.356	570.712	0.478	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X
7. Seomjingang dam						
GEV(000)	-280.368	566.736				X
GEV(100)	-277.981	563.962	4.774	$\chi_1^2=3.84$	H_0 reject	○
GEV(010)	-280.308	568.616	0.120	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-278.786	567.572	3.164	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X
8. Juam dam						
GEV(000)	-166.499	338.998				○
GEV(100)	-166.124	340.248	0.750	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(010)	-166.117	340.234	0.764	$\chi_1^2=3.84$	H_0 accept	X
GEV(110)	-165.211	340.422	2.576	$\chi_2^2=5.99$	H_0 accept	X

과 상대적 우도비 검정 결과를 나타내었다. 합천댐은 Step. 5에 해당하는 경우로 AIC 값과 상대적 우도비 검정결과 GEV(110) 모형이 GEV(000) 모형보다 더 적합한 모형으로 판단되었으나 GEV(000) 모형과의 상대적 우도비 검정 결과 편차 통계량, $D=4.622$ 로 임계값인 $\chi_1^2=3.84$ 보다 작다. 따라서 귀무가설을 기각할 수 없으므로 GEV(010) 모형이 가장 적합한 모형으로 판단되었다. 적합모형선정 결과 8개의 다목적댐 중 충주댐, 소양강댐, 안동댐, 임하댐, 대청댐, 주암댐의 6개 지점은 정상성 모형인 GEV(000) 모형이 적합한 것으로 분석되었으며 합천댐과 섬진강댐은 각각 비정상성 모형인 GEV(010) 모형과 GEV(100) 모형이 적합한 모형으로 선정되었다.

5.3 재현기간 및 위험도 분석결과

앞선 적합도 선정에서 비정상성 모형이 적합모형으로 선정된 다목적댐 지점은 합천댐과 섬진강댐으로 정상성 및 비정상성 가정에서 상대적인 재현기간을 Figs. 3(a) and 3(b)에 각각 나타내었다. 두 다목적댐 모두 비정상성 GEV 모형이 정상성 GEV 모형보다 더 작은 재현기간을 산정하였다. 그러나 20년까지는 오히려 정상성 GEV 모형을 가정한 재현기간이 비정상성 GEV 모형을 가정했을 때 보다 재현기간이 크게 산정되었다. 섬진강댐의 경우 정상성 가정에서 위치모수는 Fig. 4와 같이 시간에 따라 일정함을 가지기 때문에 작은 재현기간에 해당하는 확률수문량을 산정할 때는 확률수문량이 과다추정될 수 있으며 비교적 큰 재현기간에 해당하는 확률수문량을 산정할 때는 확률수문량이 과소추정 될 수 있다. 물론 위와 같은 결과는 섬진강댐이나 합천댐처럼 비정상성 모형이 정상성 모형보다 더 적합한 모형으로 선정됐을 경우에만 해당한다.

Table 4는 정상성 재현기간에 따른 비정상성 재현기간

을 합천댐은 GEV(010) 모형, 섬진강댐은 GEV(100) 모형으로 각각 적용하여 산정한 결과를 나타낸 표이다. Table 4에 따르면 정상성 재현기간, $T_0=100$ 년에 해당하는 비정상성 재현기간은 합천댐이 31.98년, 섬진강댐이 45.62년이다. 즉, 정상성 재현기간 100년으로 설계된 수공구조물을 비정상성 가정으로 해석하면 합천댐은 31.98년과 섬진강댐은 45.62년의 재현기간에 해당하는 확률수문량으로 설계되었음을 알 수 있다.

Fig. 5(a)와 Fig. 5(b)에 합천댐과 섬진강댐의 각 GEV 모형에 대한 확률수문량을 나타내었다. 각 GEV 모형이 얼마나 차이가 있는지 알아보기 위해 적합모형을 포함한 모든 GEV 모형에 대하여 확률수문량을 산정하였다. 비정상성 GEV 모형의 경우 앞서 Fig. 3(a)와 Fig. 3(b)와 같이 먼저 정상성 재현기간에 대한 상대적인 비정상성 재현기간을 산정한 후 이를 역으로 계산하면 비정상성 GEV 모형에서 확률수문량을 산정할 수 있다. 합천댐의 경우 GEV(010) 모형이 적합모형으로 선정되었으나 확률수문

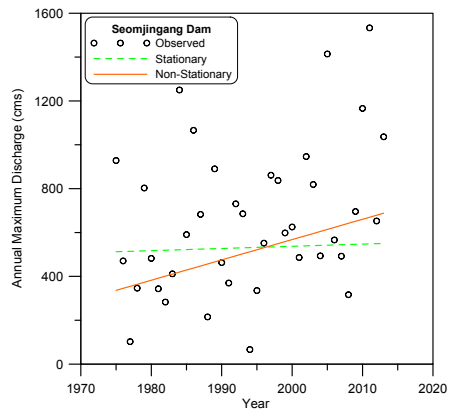
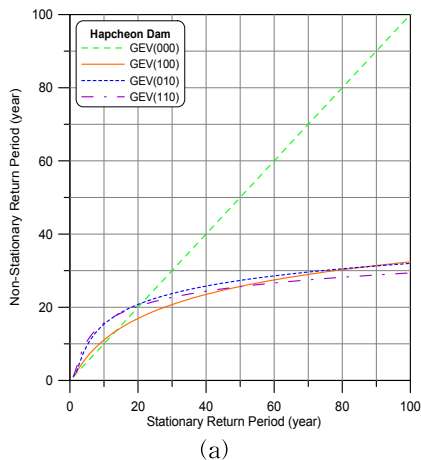
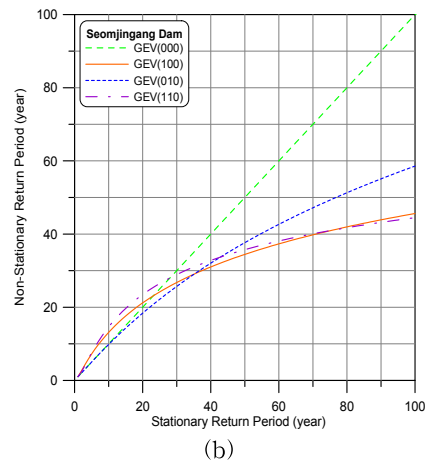


Fig. 4. Stationary and Non-stationary Location Parameter Changes with Time



(a)



(b)

Fig. 3. Comparison of Stationary and Non-stationary Return Period

Table 4. Results of Stationary and Non-stationary Return Period

Stationary return period, T_0	Hapcheon dam, NS return period, T	Soyanggang dam, NS return period, T
2	2.51	2.56
5	9.52	7.20
10	15.35	13.13
20	20.76	21.20
30	23.74	26.76
40	25.78	31.01
50	27.32	34.44
60	28.57	37.32
70	29.61	39.79
80	30.50	41.96
90	31.28	43.88
100	31.98	45.62

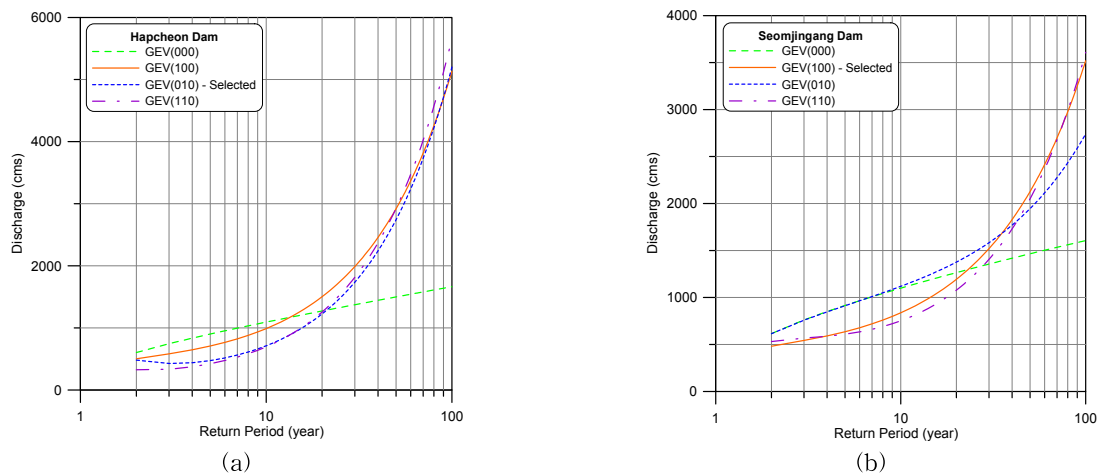


Fig. 5. Comparison of Stationary and Non-stationary Design Flood

량 산정에 있어서 다른 비정상성 모형 2개와 큰 차이를 보이지는 않았다. 정상성 및 비정상성 재현기간 비교와 마찬가지로 비정상성 가정에서 산정된 100년 빈도 홍수량은 정상성 가정에서 산정된 100년 빈도 홍수량 보다 약 3배 크게 산정됐다. 이는 비정상성 가정에서 수공구조물을 설계할 때 확률수문량으로 약 4,600 m³/s를 사용해야 재현기간 100년에 대한 설계가 되었음을 의미한다. 섬진강댐의 경우 적합모형으로 선정된 GEV(100) 모형은 GEV(110) 모형과 비슷한 확률수문량을 산정했으며 GEV(010) 모형의 경우 정상성 모형보다는 큰 확률수문량을 산정했으나 나머지 두 개의 비정상성 모형보다 작은 확률수문량을 산정했다. 섬진강댐의 경우도 마찬가지로 비정상성 GEV(100) 모형으로 산정한 확률수문량이 정상성 GEV(000) 모형으

로 산정한 확률수문량보다 약 2.2배 크게 산정되었다.

소양강댐의 경우 상대적 우도비 검정 결과 비정상성 GEV 모형이 정상성 GEV 모형보다 통계적으로 더 적합하다 할 수는 없었지만 AIC 값이 비슷해 비정상성 모형의 선정을 완전히 배제할 수 없다. 따라서 각 GEV 모형이 확률수문량을 어떻게 산정하는지를 파악하기 위해 합천댐과 섬진강댐처럼 정상성 및 비정상성 재현기간을 비교하였다. Fig. 6에 소양강댐의 정상성 재현기간에 대한 상대적인 비정상성 재현기간을 Fig. 7에 각 GEV 모형으로 산정된 확률수문량 산정 결과를 나타내었다. 재현기간 비교 결과 정상성 재현기간, $T_0=100$ 년에 해당하는 GEV(100) 모형, GEV(010) 모형, GEV(110) 모형의 비정상성 재현기간은 각각 74.07년, 53.81년, 48.71년으로 산정되었다. 100

년 빈도 확률수문량 산정에 있어서도 GEV(010) 모형과 GEV(110) 모형으로 산정된 확률수문량은 정상성 모형으로 산정된 확률수문량보다 약 2배가량 크게 분석되었다.

정상성 가정과 비정상성 가정에서 재현기간의 차이는 구조물의 위험도에도 영향을 미친다. 적합모형으로 비정상성 GEV 모형이 선정된 합천댐과 섬진강댐 그리고 소

양강댐에 대해서 위험도 분석한 결과를 Fig. 8(a)와 Fig. 8(b) 그리고 Fig. 8(c)에 각각 나타내었다. 위험도 분석은 정상성 재현기간, T_0 가 50년 및 100년으로 설계된 구조물을 가정하고 구조물의 사용년수(service life) 100년에 해당하는 위험도를 분석하였다. 합천댐의 경우 구조물이 약 20년까지는 정상성 가정에서 위험도가 더 크지만 약 20년

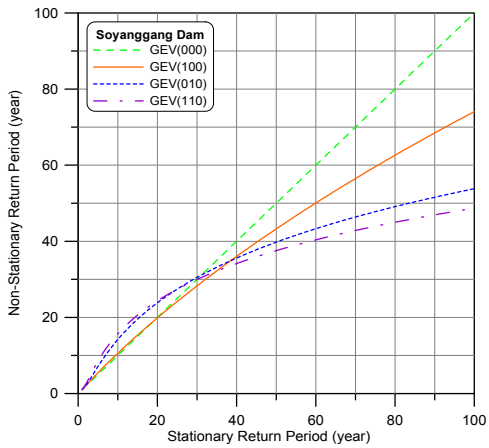


Fig. 6. Comparison of Stationary and Non-stationary Return Period

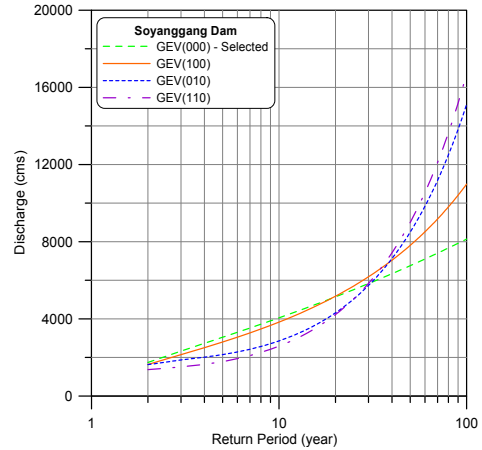
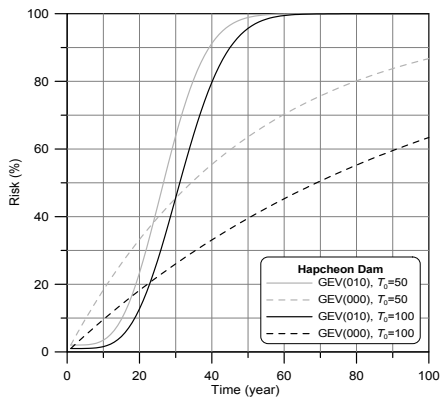
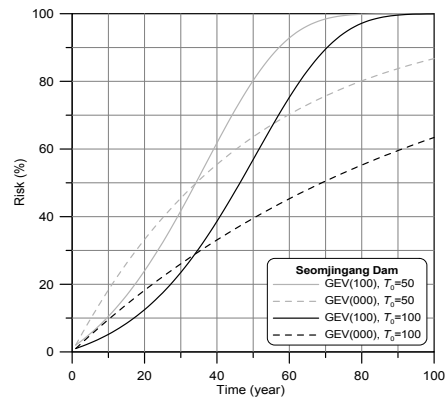


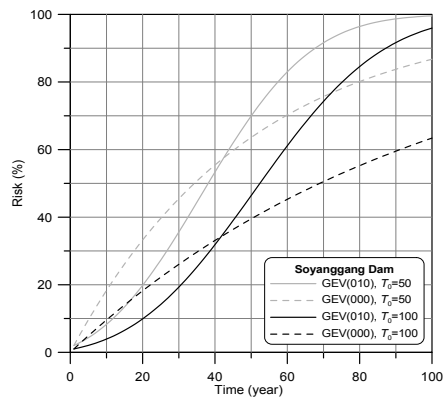
Fig. 7. Comparison of Stationary and Non-stationary Design Flood



(a)



(b)



(c)

Fig. 8. Comparison of Stationary and Non-stationary Risk

이후부터는 비정상성 가정에서 위험도가 급격히 커져 설계수명 50년일 때 정상성 재현기간, $T_0=50$ 년에 해당하는 비정상성 가정 위험도는 약 99%에 달하며 정상성 재현기간, $T_0=100$ 년에 해당하는 비정상성 가정 위험도는 약 96%로 산정됐다. 따라서 대형 수공구조물을 설계할 때에 대상유역이 정상성 조건을 충족하지 못한다면 더 큰 확률수문량을 사용하여 구조물을 설계해야 함을 알 수 있다. 섬진강댐과 소양강댐의 경우도 위험도를 나타내는 곡선이 합천댐과 비슷하게 나타났다. 정상성 GEV 모형이 적합모형으로 선정된 소양강댐도 비정상성 가정에서 위험도가 정상성 가정에서 위험도를 크게 상회했다. 따라서 소양강댐과 같이 비정상성에 관련된 상당히 큰 경향성을 가지고 있는 경우는 정상성과 비정상성 모형 모두를 고려하여 확률수문량을 산정하면 구조물의 위험도에 있어서 불확실성을 감소시킬 수 있을 뿐만 아니라 상황에 따라 유동성 있게 구조물을 설계하는데 도움을 줄 수 있다.

6. 결 론

본 연구에서는 다목적댐의 설계 및 운영에 있어 기후변화에 대응하기 위한 비정상성 홍수빈도분석 기법을 적용하였다. 특히 본 연구에서는 비정상성 홍수빈도분석 기법을 적용함에 있어 확률분포의 모수들을 시간에 따라 변화는 선형함수로 해석하는 방법과 함께 분위수 추정에서 비정상성을 추가로 고려하였다. 확률분포는 GEV 분포를 사용하여 정상성 및 비정상성 모형 4개를 구축하였으며, 비정상성 모형은 위치모수만 선형경향성을 가지는 경우, 규모모수만 선형경향성을 가지는 경우, 위치 및 규모모수가 선형경향성을 가지는 경우 등 3가지로 구분하여 적용하였다. 구축된 4개의 GEV 모형들은 상대적 우도비 검정과 Akaike 정보기준을 이용하여 비교 평가 후 적합모형이 선정되었다.

비정상성 홍수빈도분석 기법에 따라 확률수문량이 어떻게 산정되는지 평가하기 위해 우리나라 8개 지점의 다목적댐들에서 취득된 댐 유입량 자료를 이용하여 비정상성 홍수빈도분석을 수행하였다. 8개 지점의 다목적댐들 중 합천댐과 섬진강댐이 비정상성 GEV 모형에 적합한 것으로 분석되었고, 나머지 지점의 다목적댐들은 정상성 모형에 적합한 것으로 분석되었다. 합천댐과 섬진강댐의 경우 비정상성 가정에서 산정된 재현기간이 정상성 가정에서 산정된 재현기간보다 매우 작게 산정되었으며 확률수문량과 위험도는 크게 산정되었다. 또한 소양강댐의 경우 비정상성 GEV 모형을 가정해서 재현기간과 확률수문

량, 위험도를 분석한 결과 정상성 가정에서 산정한 결과와 비교적 큰 차이가 있는 것으로 규명되었다.

감사의 글

이 연구는 2014년도 교육부 재원을 한국연구재단을 통해 수행한 기초연구사업(2014R1A1A2053328) 및 2014년도 강원대학교 학술연구조성비(C1011627-01-01)에 의해 수행되었습니다. 연구지 지원에 감사를 포함합니다.

References

- Akaike, H. (1974). "A new look at the statistical model identification." *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 19, No. 6, pp. 716-723.
- Bedient, P.B., and Hurber, W.C. (2001). *Hydrology and floodplain analysis*, 3rd Ed. Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ 07458, USA.
- Coles, S. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer-Verlag, London, UK.
- Delgado, J.M., Apel, H., and Merz, B. (2010). "Flood trends and variability in the Mekong river." *Hydrology and Earth System Sciences*, Vol. 14, pp. 407-418.
- Fisher, R.A., and Tippett, L.H.C. (1928). "Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample." *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, Vol. 24, No. 2, pp. 180-190.
- Gumbel, E.J. (1941). "The return period of flood flows." *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 12, No. 2, pp. 163-190.
- Gumbel, E.J. (1958). *Statistics of extremes*. Columbia University Press, New York, USA.
- He, Y., Bárdossy, A., and Brommundt, J. (2006). "Non-stationary flood frequency analysis in southern Germany." *The 7th International Conference on Hydro Science and Engineering*, Philadelphia, USA.
- Hirsch, R.M., and Ryberg, K.R. (2012). "Has the magnitude of floods across the USA changed with global CO₂ levels?" *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 57, No. 1, pp. 1-9.
- Jenkinson, A.F. (1955). "The frequency distribution of the annual maximum(or minimum) values of meteoro-

- logical elements.” *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, Vol. 81, pp. 158–171.
- Katz, R.W., Parlange, M.B., and Naveau, P. (2002). “Statistics of extremes in hydrology.” *Advances in Water Resources*, Vol. 25, No. 8–12, pp. 1287–1304.
- Koutsoyiannis, D. (2004). “Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: I. Theoretical investigation.” *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 49, No. 4, pp. 575–590.
- Milly, P.C.D., Betancourt, J., Falkenmark, M., Hirsch, R.M., Kundzewicz, Z.W., Lettenmaier, D.P., and Stouffer, R.J. (2008). “Stationarity is dead: Whiter water management?” *Science*, Vol. 319, pp. 573–574.
- Novotny, E.V., and Stefan, H.G. (2007). “Streamflow in Minnesota: indicator of climate change.” *Journal of Hydrology*, Vol. 334, No. 3–4, pp. 319–333.
- Olsen, J.R., Lambert, J.H., and Haimes, Y.Y. (1998). “Risk of extreme events under nonstationary condition.” *Risk Analysis*, Vol. 18, No. 4, pp. 497–510.
- Olsen, J.R., Stedinger, J.R., Matalas, N.C., and Stakhiv, E.Z. (1999). “Climate variability and flood frequency estimation for the upper Mississippi and lower Missouri rivers.” *Journal of American Water Resources Association*, Vol. 35, No. 6, pp. 1509–1523.
- Parey, S., and Hoang, T.T.H. (2010). “Different ways to compute temperature return levels in the climate change context.” *Environmetrics*, Vol. 21, pp. 698–718.
- Parey, S., Malek, F., Laurent, C., Dacunha-Castelle, D. (2007). “Trends and climate evolution: statistical approach for very high temperatures in France.” *Climate Change*, Vol. 81, No. 3, pp. 331–352.
- Rao, A.R., and Hamed, K.H. (2000). *Flood frequency analysis*. CRC Press, Boca Raton, Florida 33431, USA.
- Salas, J.D., and Obeysekera, J. (2014). “Revisiting the concepts of return period and risk for nonstationary hydrologic extreme events.” *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 19, No. 3, pp. 554–568.
- Shin, H.J., Ahn, H.J., and Heo, J.H. (2014). “A study on the changes of return period considering nonstationarity of rainfall data.” *Journal of Korea Water Resources Association*, Vol. 47, No. 5, pp. 447–457. (In Korean)
- Shin, J.Y., Park, Y.J., and Kim, T.W. (2013). “Estimation of future design rainfalls in administrative districts using nonstationary GEV model.” *Journal of Korean Society of Hazard Mitigation*, Vol. 13, No. 3, pp. 147–156. (In Korean)
- Sivapalan, M., and Samuel, J.M. (2009). “Transcending limitations of stationarity and the return period: process-based approach to flood estimation and risk assessment.” *Hydrological Processes*, Vol. 23, pp. 1671–1675.
- Stephenson, A.G. (2011). *ismev: An introduction to statistical modeling of extreme values*, R package version 1.35 ed.
- Strupczewski, W.G., Singh, V.P., and Feluch, W. (2001a). non-stationary approach to at-site flood frequency modelling. I. Maximum likelihood estimation.” *Journal of Hydrology*, Vol. 248, No. 1, pp. 123–142.
- Strupczewski, W.G., Singh, V.P., and Mitosek, H.T. (2001b). “Non-stationary approach to at-site flood frequency modeling. III. Flood frequency analysis of Polish rivers.” *Journal of Hydrology*, Vol. 248, No. 1, pp. 152–167.
- Wilks, S.S. (1938). “The large-sample distribution of the likelihood ratio for testing composite hypotheses.” *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 9, No. 1, pp. 60–62.

paper number : 15-019
 Received : 4 March 2015
 Revised : 2 May 2015 / 1 June 2015
 Accepted : 1 June 2015