

목감천 복원설계를 위한 비정상성을 고려한 설계홍수량의 산정

이길성* · 오진호** · 박기두*** · 성장현****

Lee, Kil Seong*, Oh, Jin-Ho**, Park, Kidoo***, Sung, Jang-Hyun****

Estimation of Design Discharge Considering Nonstationarity for River Restoration in the Mokgamcheon

ABSTRACT

The design flow considering nonstationarity is estimated to determine the design flood related to hydraulic structure quantitatively based on the design process for stream restoration in the Mokgamcheon watershed proposed by Lee et al. (2011). The purpose of this research is to suggest new ways that the design flood was calculated considering nonstationarity at the Mokgamcheon watershed. Storm-unit hydrograph method to calculate design flood and direct frequency analysis were applied and nonstationarity was considered for the frequency analysis through extRemes toolkit developed at NCAR (National Center for Atmospheric Research). Although the method of direct flood frequency analysis due to dealing with flowrates directly has a more reliable than storm-unit hydrograph method, as a result, the method of direct flood frequency analysis underestimated the design flood than storm-unit hydrograph method due to the characteristics of the flow data. Therefore, the flood of storm-unit hydrograph method (100 years frequency) was determined as the design flood in the Mokgamcheon watershed.

Key words : Design discharge, Nonstationarity, Stream restoration, Storm-unit hydrograph method, Direct frequency analysis of design flood, extRemes toolkit

초 록

Lee et al. (2011)이 제시한 목감천 유역의 하천복원 설계절차에 근거하여 수리구조물의 설계와 관련 있는 설계홍수량을 산정에 있어 비정상성을 고려하여 산정하였다. 본 연구의 목적은 목감천 유역에서 비정상성을 고려한 새로운 설계홍수량을 제안하기 위함이다. 설계홍수량 산정방법인 설계-호우단위도법과 직접 홍수빈도분석법을 적용하였으며, 각각의 방법에 사용되는 빈도분석은 NCAR (National Center for Atmospheric Research)에서 개발된 extRemes 모형을 통하여 비정상성을 고려하였다. 직접 홍수빈도분석의 방법은 유량으로부터 직접 빈도분석을 수행한다는 점에서 신뢰성이 기대되지만, 설계-호우단위도법보다 다소 과소 추정되었다. 따라서 가장 크게 산정된 설계호우-단위도법의 100년 빈도 설계홍수량을 목감천 유역의 설계홍수량으로 결정하였다.

검색어 : 설계홍수량, 비정상성, 하천복원, 설계-호우단위도법, 직접 홍수빈도분석법, extRemes 모형

* 정회원 · 서울대학교 공과대학 건설환경공학부 명예교수, 공학박사 (kilslee@snu.ac.kr)

** 현대산업개발 주식회사 Power Energy Infra Team 사원, 공학석사 (bluejin@hyundai-dvp.com)

*** 정회원 · 교신저자 · 서울대학교 공학연구소, 첨단기술 기반 하천 운영 및 관리 선진화 연구단 선임연구원, 공학박사

(Corresponding Author · Seoul National University · hydro188@snu.ac.kr)

**** 국토교통부 영산강홍수통제소 예보통제과 시설연구사, 공학석사 (jhsung1@korea.kr)

Received May 10 2012, Revised November 6 2012, Accepted May 6 2013

1. 서론

국내·외를 막론하고 현재 수행되고 있는 일반적인 홍수 빈도분석은 연 최대 홍수량(annual maximum flood)이 기후변화나 장기적 변동(decadal variations) 등의 장기 사이클(cycle)에 영향을 받지 않는 정상성(stationary)임을 가정하고 있다. 하지만 최근 기후변화 연구에서 보고되는 강수량이나 유출량의 추세(trend) 변화는 정상성의 가정이 유효한가에 대한 검증과 비정상성을 고려한 빈도분석의 필요성을 절감하게 한다(Sung, 2007). 따라서 본 연구에서는 비정상성에 근거한 홍수 빈도분석을 수행하여 미래 시점의 설계홍수량을 산정하였다.

설계홍수량에 관한 국외 연구사례는 다음과 같다. Douglas et al. (2000)은 지역평균 Kendall's S 검정을 이용하여 관측지점 간의 교차상관관계를 고려한 홍수와 저수의 추세분석을 수행하였다. 이들의 연구결과도 비슷하여 미국의 중서부 지역의 경우 유의수준 5%에서 홍수는 상향추세가 존재하지 않으나, 저수에 대해서는 상향추세가 존재하고 있음을 통계적으로 검증하였다. Stedinger and Crainiceanu (2001)는 비정상성을 고려한 연최대 홍수량의 추정을 위해 평균의 선형추세를 고려한 이변수 대수정규분포(two parameter log-normal distribution) 모형과 대수정규 ARMA 모형을 제안하였다. 그들은 대수정규분포를 따르는 유출량의 평균이 선형추세를 가지고 미래에도 계속 증가할 것이라고 가정한 대수정규 추세(log-normal trend) 모형과, 유출량의 평균이 정상성을 유지한다는 가정 하에 ARMA 모형으로 미래의 평균을 예측하는 대수정규 ARMA (log-normal ARMA) 모형을 이용하여 Mississippi 상류의 미래 30년간의 위험도가 어떻게 변화할 것인가를 예측하여 제시하였다. Strupczewski et al. (2001)은 연최대 홍수량을 평균과 분산에 추세가 있는 경우, 이를 분석하기 위한 2변수 분포(lognormal, Gumbel, 2변수 Pearson)와 3변수 분포인 Pearson Type 3 분포의 매개변수를 시간에 따라 변하는 변수로 정의하고, 최우도법을 이용하여 매개변수를 추정하는 방안을 제안하였다. Leander et al. (2008)은 프랑스의 Meuse 유역 RCM (Regional Climate Model) 결과를 강우-유출모형인 HBV (Hydrologiska Byråns Vatten-balansmodell) 모형에 입력하여, 기후변화가 홍수분위(flood quantile)에 미치는 영향을 알아보았다. 분석결과 기후변화에 의해 재현기간이 긴 홍수량이 증가하는 경향을 보였으며, 100년 빈도 홍수량의 경우 10% 가량 증가하는 것으로 분석되었다.

국내 연구사례의 경우, Kim and Won (2004)은 홍수량 산정에 있어 자료의 부족과 설계관습으로 시행되었던 간접적인 방법인 설계호우-단위도법에서 벗어나 직접 해석방법인 지수홍수법에 의한 지역홍수빈도분석을 수행하였다. 기본적으로 자료의 불일치성, 이산성의 검정을 수행하였으며, 지역홍수빈도분석을 위해 사용된 분

포는 WMO가 권장한 Wakeby 분포이고, 매개변수추정은 Hosking의 L-모멘트를 이용하였다. 지역홍수빈도분석 결과 한강과 낙동강의 홍수량 특성이 매우 다르며, 금강은 중간적인 성격을 띠고 있음을 확인하였다. Jeong et al. (2008)은 연 최대 일 강수량과 일 유출량 시계열을 대상으로 추세분석을 실시하여 전 지구적으로 나타난 기온상승과 같은 증가추세가 존재하는지 선형 회귀분석과 Mann-Kendall 기법을 이용하여 검토하였으며 기후의 변동성으로 발생할 수 있는 홍수량의 증가추세를 반영한 빈도분석 방안을 제시하였다. 분석결과 대수정규 추세모형의 2050년 50년 빈도 홍수량은 안동댐과 소양강댐 모두 대수정규 모형보다 각각 41%와 21% 증가하였으며, 목표연도가 증가함에 따라 추정되는 홍수량 역시 함께 증가함을 확인하였다. Yoo (2010)은 소규모유역에서 홍수유출량을 산출하기 위해서 유역을 대표하는 하나의 단위유량도를 다수 적용하여 단위유량도의 기본가정인 강우지속기간동안에서 강우 강도가 일정해야하며 공간적으로도 균일하게 분포해야 한다는 오류를 자료분석을 통해 증명하였다. 따라서 저지는 단위유량도를 작성 시, 강우강도와 단위유량도의 첨두유량 및 발생시간의 관계를 지수함수식으로 제시하여 단위유량도 이론을 보완하였다.

본 논문은 총 2단계로 구성되어 있다. 1단계는 대상유역의 유량 자료 수집이다. 유량 자료 확보의 경우, 대·중유역의 경우 장기간의 일 단위 유량 자료 확보가 가능 하지만 소유역 또는 단위 유역인 경우, 국내 하천관리 실정상 유량에 대한 미계측 유역이 많기 때문에 소유역·단위 유역의 경우에는 대상유역의 강우-유출 모의에 의한 일 유량 자료를 수집한다. 2단계에서는 설계홍수량을 직접 홍수빈도해석방법과 설계호우-단위도법을 이용하여 산정한다. 2가지 방법 모두 비정상성에 근거하여 산정하며, 산출된 값을 비교하여 최종적인 목감천에서의 설계홍수량을 결정한다. 2-1단계에서는 비정상성에 근거한 직접 홍수빈도해석방법을 적용한다. 일 유량 자료에 대한 비정상성을 판단하고 유량변화의 양상이 비정상성일 경우, extRemes toolkit (National Center for Atmospheric Research, 2005)을 이용한 홍수 빈도분석을 수행하여 미래시점의 설계홍수량을 산정한다. 2-2단계에서는 비정상성에 근거한 설계호우-단위도법을 적용한다. 지속시간별 강우자료에 대해 비정상성을 판단하고, 비정상성일 경우, extRemes toolkit을 이용한 강우 빈도분석을 수행하여 미래시점의 확률강우량을 산정한다. 산정된 확률강우량을 이용하여 HEC-HMS를 통한 강우-유출 및 하도추적을 수행하고 최종적으로 미래시점의 설계홍수량을 산정하게 된다. 여기서 extRemes toolkit이란, R 프로그램 언어에 기반한 모듈로서 기후와 날씨에 관한 극치값(기온, 강우, 유량)을 분석하는 데 이용되며, 비정상성에 근거한 빈도분석을 수행할 수 있다.

2. 비정상성을 고려한 설계홍수량 산정의 개요

이수, 치수, 하천환경을 위한 수자원개발, 종합치수대책, 그리고 수공구조물의 설계 등에 기본이 되는 것이 설계홍수이며, 이러한 설계홍수량을 결정하기 위해서는 빈도분석이 선행되어야 한다. 그러나 빈도분석을 수행함에 있어 Milly et al. (2008)은 “stationarity is dead”라는 표현으로 더 이상 정상성에 근거한 수자원 관리는 적합하지 않다고 제시하였다. 즉, 기후변동성이나 이상홍수를 고려하지 않은 빈도분석을 통해 생성된 설계홍수량으로 수자원사업이 수행된다면 막대한 피해가 계속적으로 반복되어 발생할 것이다. 본 연구에서는 비정상성 중 경향성과 주기성을 고려한 빈도분석을 수행하여 설계홍수량을 산정한다. 경향성분석은 국내에서 주로 사용되는 통계적 기법인 선형 회귀 검정, Hotelling-Pabst 검정, Mann-Kendall 검정을 사용한다. 주기성 분석은 비정상성 시계열의 주기성을 탐지하는데 유용한 기법인 Wavelet 분석기법을 사용한다. 자료의 비정상성이 판별된 경우, NCAR에서 개발한 extRemes toolkit을 이용하여 비정상성에 근거한 빈도분석을 수행한다.

2.1 경향성 분석

수문시계열자료에 대한 경향성 분석은 자료를 도시하여 나타내는 방법과 통계기법을 이용하여 경향을 파악하는 방법이 있다. 통계기법을 이용하는 방법으로는 선형 회귀 검정, Hotelling-Pabst 검정, Mann-Kendall 검정, Sen 검정 등이 있다. 본 연구에서는 국내에서 주로 사용되는 대표적인 통계적 기법인 선형 회귀 검정, Hotelling-Pabst 검정, Mann-Kendall 검정을 사용한다. 선형 회귀 검정에 대한 내용은 간단한 분석기법으로 참고서적과 논문에서 쉽게 찾아 볼 수 있으므로 논문에서 언급을 생략하였다.

Hotelling-Pabst 검정은 자료수가 N 인 주어진 자료계열을 오름차순으로 정렬한 후($x_i; i = 1, 2, \dots, N$), 다음과 같은 H 를 통계량으로 정의한다.

$$H = \sum_{i=1}^N [R(x_i) - i]^2 \quad (1)$$

여기서 $R(x_i)$ 는 자료계열 x_i 의 순위(rank)이다. 이와 같이 정의된 통계량 H 는 근사적으로 평균 μ 와 분산 σ^2 이 다음과 같이 표시되는 정규분포를 따른다.

$$\mu = \frac{N(N^2 - 1)}{6} \quad (2)$$

$$\sigma^2 = \left[\frac{N(N^2 - 1)}{6 \sqrt{(N - 1)}} \right] \quad (3)$$

통계량 H 가 정규분포를 따르므로 다음과 같이 표준정규변량 Z 를 계산한다.

$$Z = \frac{H - \mu}{\sigma} \quad (4)$$

여기서 계산된 표준정규변량 Z 가 다음과 같은 경우 경향성은 가지지 않는 것으로 판정한다.

$$|Z| \leq u_{1-\alpha/2} \quad (5)$$

여기서 $u_{1-\alpha/2}$ 는 표준정규분포의 $1-\alpha/2$ 분위수에 해당되는 값이며, α 는 유의수준이다(Jung and Yoon, 2006).

전통적인 통계 검정 방법들이 모평균의 분포를 통일한 분산에 대해 정규분포로 가정하고 그 분석을 수행하는데 비하여 Mann-Kendall 검정은 연속적인 모평균을 가진다는 가정 아래 검정분석을 수행한다. 또한 다른 통계학적 검정 기법들이 표본크기, 분산, 왜도와 같은 표본자료 특성에 영향을 받는데 반해 표본자료의 특성에 민감하지 않고 간단하면서도 강력한 기능을 발휘하며, 결측값이나 감지한계를 벗어나는 자료에 대해서도 적용이 가능한 장점이 있다. 검정방법은 N 개의 자료를 갖는 시계열 $y_t (t = 1, \dots, N)$ 와 $y_{t'} (t = t' + 1, t' + 2, \dots, N)$ 을 이용하여 새로운 시계열 z_k 를 다음과 같은 조건으로 생성한다.

$$\begin{aligned} z_k &= 1 \text{ if } y_t > y_{t'} \\ z_k &= 0 \text{ if } y_t = y_{t'} \\ z_k &= -1 \text{ if } y_t < y_{t'} \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 $k = (t' - 1)(2N - t')/2 + (t - t')$ 이다. Mann-Kendall의 통계치(S)는 시계열 z_k 의 합으로 나타낸다.

$$S = \sum_{t'=1}^{N-1} \sum_{t=t'+1}^N z_k \quad (7)$$

검정 표본의 수가 40을 초과하는 경우의 Mann-Kendall 검정통계량(Z)는 다음과 같다.

$$Z = \frac{S + m}{\sqrt{V(S)}} \quad (8)$$

$$V(S) = \frac{1}{18} \left[N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^n e_i(e_i-1)(2e_i+5) \right] \quad (9)$$

여기서 m 은 $S < 0$ 인 경우, $m = -1$, $S > 0$ 인 경우, $m = 1$ 의 값을 갖는다. N 은 자료군의 수이고 e_i 는 i 번째 자료군의 자료의 수이다. $|Z| > u_{1-\alpha/2}$ 인 경우, 자료가 경향성을 갖고 있음을 의미하며, 여기서 α 는 유의확률을 나타내며, $1-\alpha/2$ 는 표준정규분포의 변위치(quantile)이다. $S=0$ 일 경우, $Z=0$ 이다.

2.2 주기성 분석

본 연구에 주기성 분석에 사용되는 Wavelet 분석은 비정상 시계열의 주 변화성분을 탐지하는데 매우 유용한 기법이다. Fourier 분석과 마찬가지로 Wavelet 분석도 시계열을 연속함수들의 무한가중 합으로 나타낸다. Fourier 분석에서는 이러한 연속함수가 무한개의 sine과 cosine함수이다. Wavelet 분석에 있어서 그 함수들은 공간상에 지역화된, 즉 한정된 영역에 대하여 영이 아닌 값을 가진다. 실제로 사용되는 함수들은 점진적으로 한정된 구간에 제한된다. Gaussian에 의해 변조된 점진적으로 영에 근접하는 Moret Wavelet은 다음과 같이 사용된다.

$$\Psi_0(\eta) = \pi^{-1/4} \times e^{i\omega\eta} \times e^{-\eta^2/2} \tag{10}$$

여기서 η 는 무차원의 시간 지표이고 ω 는 무차원의 주기이다. 동일 시간 간격 $\delta t [m = 0, \dots, N-1]$ 에 대하여 N 개의 값을 가지는 주어진 시계열 $f_x(m)$ 에 대하여 Wavelet 변환은 Wavelet 함수 Ψ_0 를 가지는 함수 f_x 의 합성곱이다.

$$W_n(s) = \sum_{j=0}^{N-1} f_x(j) \Psi_0^* \left[\frac{(j-n)\delta t}{s} \right] \tag{11}$$

여기서 s 는 Wavelet 척도(구간길이)이다. Ψ_0^* 는 Ψ_0 의 공액이고, n 은 Wavelet 함수의 원점이 변환되는 구간들의 수이다. Wavelet 척도는 시계열의 Fourier 분석에 있어 주기성의 개념에 대응한다. 저빈도(장주기) 성분은 Wavelet 척도를 연장시키면서 얻을 수 있고, 고빈도(단주기) 성분은 Wavelet의 길이를 줄이면서 얻을 수 있다. 각 시점에 있어서 시계열은 다른 척도에서의 Wavelet들의 합과 비슷하다. Wavelet 스펙트럼 또는 계수는 $|W_n(s)|^2$ 와 같이 정의된다. 이것은 Wavelet의 진폭(계수)과 시간척도(s) 및 시간(위치 n)의 함수로 나타나는 3차원 표면에 대응한다. Fourier 변환과 비슷하게 높은 값의 계수는 그 시간에 그 Wavelet 척도의 기여도가 크다는 것을 나타낸다. 높은 기여도를 가지는 지역의 폭은 이 성분이 기여하는 시간 구간을 나타낸다(Kim, 2007).

2.3 extRemes toolkit과 HEC-HMS

extRemes toolkit은 NCAR에서 개발된 R 프로그램 언어에 기반한 R의 모듈이다. 기존에 날씨와 기후의 극치값(기온, 강우,

유량)을 분석함에 있어서 전통적인 통계적 분포(normal, lognormal, gamma 등)를 사용하여 왔지만 적용성의 문제와 더불어 좀 더 효율적인 분석도구의 필요성이 증대되었다. 이에 따라 극치분포분석에 자주 사용되는 GEV (Generalized Extremes Value distribution)와 GPD (Generalized Pareto Distribution)를 기반으로 하는 extRemes toolkit이 개발되었다. extRemes toolkit의 특징으로는 모의된 결과를 GUI상에서 구현할 수 있으며, 비정상성에 근거하여 빈도분석을 수행할 수 있다.

HEC-HMS는 미 육군 공병단이 개발한 강우-유출과 홍수추적 과정을 모의하는 프로그램으로 기존의 HEC-1 모형이 가지고 있던 기능을 개선하였고 분포형 모형과 연속모의기능을 추가하였다. HEC-HMS는 유효강우, 직접유출량, 기저유출량, 하도추적 등 유출과정의 각 성분을 모의가 가능하다.

3. 대상구역의 개요 및 유량 자료

본 연구에서 적용한 유역은 목감천으로서 인양천의 제 1지류로 시흥시 목감동에서 발원하여 북류하다 가학천, 계수천, 역곡천, 오류천과 합류한 후 서울시 구로구에서 인양천으로 유입되는 하천이다. 목감천 유역은 동경 125° 48' 25"- 126° 52' 50", 북위 37° 23' 00"- 37° 29' 30" 사이에 위치하고 있으며 유역면적은 55.69 km², 유로연장은 15.50 km, 유역평균폭 3.41 km, 형상계수 0.22으로 하상경사는 1/714로 다소 완만한 경사를 이루고 있다. Fig. 1은 대상유역을 ArcGIS 자료를 이용하여 추출된 Triangle Irregular Network (TIN) 형상이다.

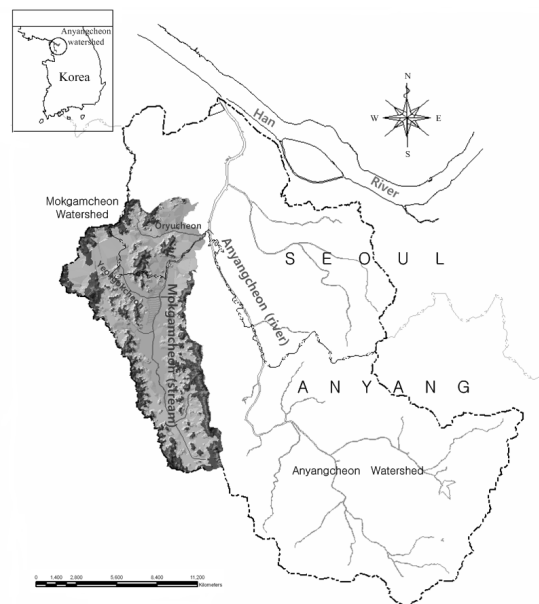


Fig. 1. Map of the Mokgamcheon watershed

비정상성을 고려한 설계홍수량을 산정하기 위한 일 유량 자료의 확보가 중요하다. 본 연구에서는 2009년 이후부터 목감천에 설치되어 있는 천왕 수위관측소의 관측값이 존재하지는 하지만 자료기간이 매우 짧다는 문제점이 있다. 따라서 직접 홍수빈도해석을 수행하기에 발생된 문제점을 해결하기 때문에 천왕 수위관측 자료를 사용하기 보다는 과거 목감천을 대상으로 수행된 강우-유출 모의 (Park, 2009) 결과인 1964년-2010년까지 모의된 목감천 일 유출량 자료를 사용하였다.

4. 비정상성을 고려한 설계홍수량 산정

본 연구에서는 목감천에 대해서 기존의 설계호우-단위도법을 이용한 설계홍수량 산정방법과 직접 홍수빈도해석을 통한 설계홍수량 산정 방법을 비정상성에 근거해서 적용하였다. 도출된 설계홍수량 값을 유역종합치수계획과 하천정비기본계획의 기 추정된 설계홍수량 값과 비교함으로써 비정상성에 근거한 직접 홍수량빈도 해석과 비정상성에 근거한 설계호우-단위도법이 어떠한 결과의 차이를 나타내는지 확인하였다.

4.1 직접 홍수빈도해석을 통한 설계홍수량 산정

장기유출모의 값(일 유량)으로부터 연 최대치 유량(홍수량)을 정한 뒤, 연 최대치 유량자료들을 비정상성을 고려하여 직접 홍수빈도해석을 수행한다. 비정상성을 고려한 빈도 분석에 사용되는 도구로는 R언어의 extRemes toolkit을 사용한다. 보통 기존의 빈도분석이 자료의 무작위성을 전제로 하여 비정상성(경향성, 주기성)을 제거하고 수행되지만, extRemes toolkit은 비정상성 제거없이 빈도 분석을 수행할 수 있다. 결과적으로 extRemes toolkit을 사용하여 산정된 분포의 매개변수는 Eg. (12)~Eg. (14)와 같이 시간 t 에 따라 변화되는 형태를 갖는다.

$$\mu(t) = \mu_1 + \mu_2(t) \tag{12}$$

$$\mu(t) = \mu_1 + \mu_2 \sin\left(\frac{2\pi t}{365.25}\right) + \mu_3 \cos\left(\frac{2\pi t}{365.25}\right) \tag{13}$$

$$\mu(t) = \mu_1 + \mu_2(t) + \mu_3 \sin\left(\frac{2\pi t}{365.25}\right) + \mu_4 \cos\left(\frac{2\pi t}{365.25}\right) \tag{14}$$

여기서 μ 는 location, scale, shape과 같은 매개변수를 의미한다. Eg. (1)은 μ 의 경향성을 고려한 형태이고 Eg. (2)는 2년 주기성을 고려한 형태, Eg. (3)은 경향성과 2년 주기성을 모두 고려한 형태이다.

본 연구에서는 extRemes toolkit이 제공하는 GEV (Generalized Extremes Distribution), GPD (Generalized Pareto Distribution), PP (Point Process Model) 분석 기법 중 국내외에서 극치분석에 널리 적용성이 입증된 GEV분포를 사용한다. GPD와 PP 분석 기법 같은 경우는 한계치(threshold)의 선택에 사용자의 주관적인 설정이 영향을 미치기 때문에 본 논문에서는 수행하지 않았다.

4.1.1 장기유출모의 자료의 적합성 검증

빈도분석을 수행하기에 앞서 장기유출모의에서 산출된 유출량 (1964년~2010년의 일 유량자료)이 본 연구에 적용하기에 타당한지, 즉 신뢰성이 있는지 확인해 보았다. Fig. 2는 목감천의 너부대교 지점에 있는 천왕수위관측소의 일 유량 자료이다. 천왕수위관측소의 측정 자료 값이 2009년부터 존재하기 때문에 장기유출모의 값 (1964년-2010년 일유량 자료)의 자료와 동일 기간인 2009년-2010년에 대해 비교해 보았다. 비교 검토 결과, 장기유출모의 값이 천왕수위관측소의 자료와 비슷한 양상을 보였으며, 특히 본 연구에서 가장 관심을 두고 있는 연 최대유량과도 비슷한 결과를 보였다. 2009년 기준 천왕수위관측소가 72.7 m³/s를 보인 반면 장기유출모의 값은 81.3 m³/s를 나타냈고 2010년 기준 천왕 수위관측소가 124.7 m³/s를 보인 반면 장기유출모의 값은 110.5 m³/s를 나타내어 본 연구의 홍수빈도해석을 수행하기에 장기유출모의 값의 사용이 적용가능함을 알 수 있다.

4.1.2 장기유출모의 자료의 경향성 및 주기성 분석

장기유출모의에 의해 산출된 일유출량(1964년~2010년)자료를 이용하여 연 최대치 홍수량을 산정하고 이에 대해서 경향성 및 주기성 분석을 수행하였다. 경향성 분석은 이론적으로 이해하기 쉽고 간단하여 가장 많이 사용되는 선형회귀(linear regression)검정과 경향성의 존재 여부를 분석하는데 유용한 Hotelling-Pabst

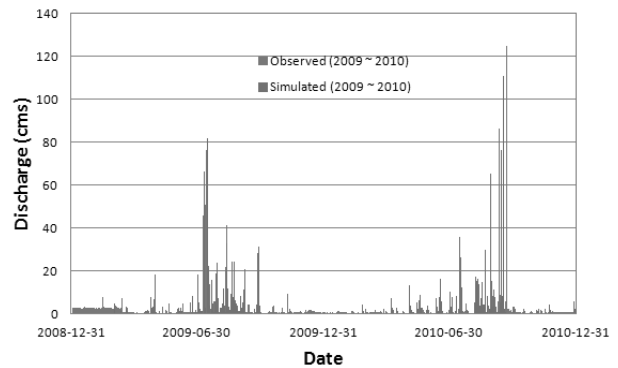


Fig. 2. Comparison between observed data and simulated data for discharge

검정, Mann-Kendall 검정을 사용하였다. 주기성 분석은 비정상성 시계열의 주기성을 탐지하는데 유용한 기법인 Wavelet 분석기법을 사용하였다. Fig. 3과 Table 1은 경향성분석의 결과 자료이다. 선형회귀검정의 경우, 기울기가 0.6102 (Fig. 3)이며, *t*-test (귀무가설: 기울기는 0임, 대립가설: 기울기는 0이 아님)결과 신뢰수준 95%에서 경향성이 없는 것으로 나타났다. Hotelling-Pabst검정, Mann-Kendall 검정(귀무가설: 경향성이 없음, 대립가설: 경향성이 있음)에서도 통계량이 한계치(critical value)내로 산정되어 95% 신뢰수준에서 경향성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 3가지 경향성 분석에서 모두 경향성이 없는 것으로 확인되었다.

Fig. 4의 Wavelet 분석결과에서 왼쪽 그림은 Wavelet Power Spectrum이며, *y*축은 주기, *x*축은 시간을 나타낸다. 분석 결과의 오른쪽 그림은 Power Spectral Density를 나타낸다. 따라서 Fig. 4의 Wavelet Power 스펙트럼에서 점선으로 둘러싸인 반원 부분이 신뢰구간 95%의 유의한 스펙트럼을 나타내며, Global Wavelet Power (GWP)의 경우에도 점선은 95% 신뢰구간을 의미한다. 즉 신뢰구간은 점선 위쪽에 나타나는 스펙트럼이 통계적으로 유의하다 할 수 있으며, GWP의 강한 강도를 나타내는 부분에서 주기성을 갖는다(Torrence and Compo, 1998; Lee et al., 2010). 연 최대치 홍수량의 주기성 분석결과, 점선 위쪽의 2년 주기에 해당하는 부분에서 강한 Spectrum을 보였기 때문에 본 연구에서는 2년 주기성을 갖는 것으로 확인하였다. 따라서 Spectrum 검토 분석 결과는 기존의 통계학적 검토 결과가 포함된 신뢰성 있는 결론을 얻었다고 판단된다.

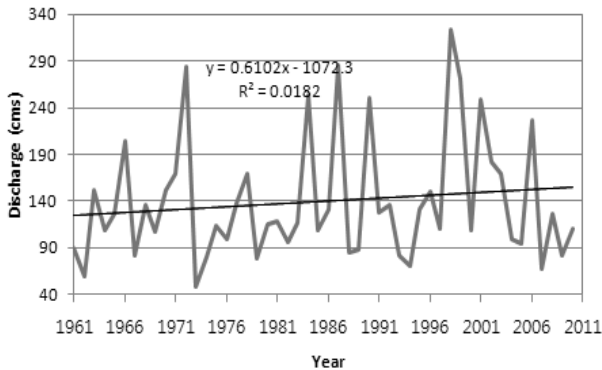


Fig. 3. Linear regression

Table 1. Trend analysis using linear regression, Hotelling-Pabst, Mann-Kendall method

Linear regression		Hotelling-Pabst		Mann-Kendall	
<i>t</i> (Statistics)	Critical value	<i>Z</i> (Statistics)	Critical value	<i>Z</i> (Statistics)	Critical value
-0.008	2.00	0.516	1.96	0.132	1.96

4.1.3 비정상성을 고려한 직접 홍수빈도해석

앞서 산정된 연 최대 홍수량의 주기성 2년을 고려하여 extRemes toolkit을 이용한 GEV분포의 매개변수를 산정하였다. extRemes toolkit은 GEV분포의 위치(α), 축적(β), 형상(ξ) 매개변수를 최우도법으로 산정하고 likelihood ratio test(귀무가설: Gumble 분포 임, 대립가설: Gumble 분포가 아님)를 통한 Gumble 분포 적합도 검정을 수행한다. Table 2는 산정된 GEV분포의 매개변수와 분포 형태이다. Case 1은 주기성을 고려하지 않았을 때 산정된 매개변수이다. 반면, Case 2는 위치 매개변수에 2년 주기성을 고려해 산정한 매개변수이다. 본 연구에서는 간단한 모형이 좋은 모형이라는 Parsimonious 모형 이론에 근거하여 위치 매개변수에 한해서만 비정상성을 고려하였다(Zhang et al., 2004). Case 2에서 산정된 2년 주기를 갖는 위치 매개변수는 다음과 같이 정의 할 수 있다.

$$\alpha(t) = \alpha_1 + \alpha_2 \sin(\pi t) + \alpha_3 \cos(\pi t) \quad (15)$$

주기성을 고려한 GEV분포가 더 좋은 우도(likelihood)를 갖는지에 대해 extRemes toolkit은 likelihood ratio test(귀무가설: 주기성을 고려하지 않음, 대립가설: 주기성을 고려함)를 수행한다. 수행결과 p-value 값이 0.028의 값으로 95%의 유의수준에서 위치 매개변수의 주기성을 고려한 것이 주기성을 고려하지 않은 것보다 좋은

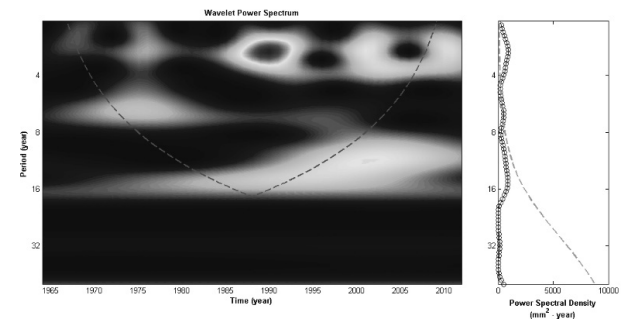


Fig. 4. Period analysis using wavelet

Table 2. Parameters determined by extRemes toolkit

Case	Parameter		Distribution
1	α	106.480	Gumble
	β	39.438	
	ξ	0.182	
2	α_1	109.444	
	$\alpha_2(t)$	-6.032	
	$\alpha_3(t)$	19.905	
	β	38.825	
	ξ	0.177	

결과를 보였다. 산정된 매개변수(Table 2의 Case 2)를 이용하여 Table 3과 같이 목감천의 50년, 100년, 200년 빈도 홍수량을 산정하였다. 산정된 위치 매개변수는 시간 t 의 변화에 따라 변화하게 된다. 특히 2년 주기를 갖고 있기 때문에 짝수년도와 홀수년도에 따라 위치변수의 값이 달라지게 되고 이는 결국 빈도 홍수량의 산정에도 영향을 미치게 된다. 따라서 본 연구에서는 향후 짝수 2038년(Case 2-1)과 홀수 2039년(Case 2-2)로 나누어 빈도 홍수량을 산정하였다. 비정상성을 고려하지 않았을 때(Case 1)의 빈도 홍수량은 주기성을 고려한 짝수 년(2038년)의 빈도홍수량보다 크게 산정되고 주기성을 고려한 홀수 년(2039년)의 빈도 홍수량보다 작게 산정되는 것을 알 수 있다. 따라서 비정상성을 고려한 경우가 정상성을 고려한 경우보다 크게 산정되는 경우가 발생한다는 것을 알 수 있고 최대홍수량을 고려해야 하는 설계홍수량 산정에 있어서 비정상성의 고려는 반드시 필요하다고 판단된다. 최종적으로 직접 홍수빈도방법을 통한 목감천의 설계홍수량은 미래 2039년 시점기

준에서 가장 큰 홍수량 값을 나타내는 Table 3의 Case 2-2로 결정하였다.

4.2 설계호우-단위도법을 이용한 설계홍수량 산정

설계호우-단위도법을 이용한 설계홍수량을 산정은 설계호우-단위도법의 과정 중 강우-유출 및 하도추적은 HEC-HMS를 이용하였다. 본 연구는 기존 연구와 다르게 확률강우량을 산정함에 있어 비정상성에 근거하여 산정하였다. 첫 번째 단계는 서울·수원 관측소의 1964년부터 2010년까지의 지속시간별 강우 자료의 경향성·주기성 분석 수행, 두 번째 단계는 extRemes toolkit를 이용한 비정상성에 근거한 확률강우량 산정, 세 번째 단계는 Huff 분위법에 따른 확률강우량의 시간분포, 마지막으로 HEC-HMS를 적용하여 설계홍수량을 산정하였다.

4.2.1 지속시간별 강우 자료의 경향성·주기성 분석

경향성 분석과 주기성 분석은 서울·수원 관측소의 지속시간(1시간~48시간) 강우자료(1964년~2010년) 중 연 최대치 강우량을 사용하여 수행하였다. 경향성 분석과 주기성 분석방식은 앞선 장기 유출 모의자료의 분석 방식과 같다. Table 4는 경향성 분석의 결과 값이다. 선형회귀검정의 경우, 95% 신뢰수준에서 모든 지속시간별 강우자료가 경향성이 없는 것으로 나타났다. 하지만 Hotelling-Pabst검정과 Mann-Kendall 검정의 경우, 서울의 48시간, 수원의 24시간·36시간 강우지속시간 자료에서 95%의 신뢰수준으로 경향성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 오차분산이 일정하다는 가정 하에서 이루어지는 선형회귀검정보다는 Hotelling-Pabst검정,

Table 3. Design flood by direct frequency analysis

Case	Location parameter (α)	Design flood (cms)		
		50 year return period	100 year return period	200 year return period
1	106.480	330.6	390.3	457.9
2-1 (2038 year)	89.539	308.1	365.8	430.9
2-2 (2039 year)	129.349	347.9	405.6	470.7

Table 4. Trend analysis at Seoul and Suwon station

Seoul							Suwon						
Duration (hour)	Linear regression		Hotelling-Pabst		Mann-Kendall		Duration (hour)	Linear regression		Hotelling-Pabst		Mann-Kendall	
	t (Statistics)	Critical value	Z (Statistics)	Critical value	Z (Statistics)	Critical value		t (Statistics)	Critical value	Z (Statistics)	Critical value	Z (Statistics)	Critical value
1	-0.008	±2.00	-1.234	±1.96	1.207	±1.96	1	0.032	±2.00	-0.812	±1.96	1.156	±1.96
2	-0.013	±2.00	-1.017	±1.96	0.874	±1.96	2	-0.013	±2.00	-0.427	±1.96	1.183	±1.96
3	-0.042	±2.00	-0.328	±1.96	0.832	±1.96	3	0.015	±2.00	0.538	±1.96	0.958	±1.96
4	-0.067	±2.00	-0.537	±1.96	0.923	±1.96	4	0.034	±2.00	-0.348	±1.96	1.185	±1.96
6	-0.072	±2.00	-0.892	±1.96	0.768	±1.96	6	0.072	±2.00	-0.578	±1.96	1.182	±1.96
9	-0.083	±2.00	-1.132	±1.96	1.427	±1.96	9	0.042	±2.00	-0.032	±1.96	1.162	±1.96
12	0.012	±2.00	-1.267	±1.96	1.646	±1.96	12	-0.007	±2.00	-0.478	±1.96	1.102	±1.96
15	0.046	±2.00	-1.315	±1.96	1.772	±1.96	15	0.042	±2.00	-0.984	±1.96	1.183	±1.96
18	0.024	±2.00	-1.378	±1.96	1.676	±1.96	18	0.065	±2.00	-1.324	±1.96	1.185	±1.96
24	0.067	±2.00	-0.753	±1.96	1.648	±1.96	24	0.094	±2.00	-2.131	±1.96	2.201	±1.96
36	0.042	±2.00	-0.144	±1.96	1.184	±1.96	36	0.081	±2.00	-2.234	±1.96	2.248	±1.96
48	0.101	±2.00	-2.032	±1.96	2.169	±1.96	48	0.075	±2.00	-1.854	±1.96	1.161	±1.96

Mann-Kendall 검정 결과가 더 신뢰할만한 것임을 고려할 때, 서울의 48지속시간, 수원 24지속시간·36지속시간 강우자료는 경향성이 있는 것으로 판단된다. 주기성 분석결과, 서울지역의 9~48지속시간 강우에서만 2년 주기성이 있는 것으로 확인되었다 (Table 5). Fig. 5는 서울지역의 9~48지속시간 강우 중 9시간과 48시간 강우에 대한 Wavelet Power Spectrum으로 점선 위쪽의

Table 5. Period analysis using wavelet

Seoul		Suwon	
Duration (hour)	Period	Duration (hour)	Period
1	-	1	-
2	-	2	-
3	-	3	-
4	-	4	-
6	-	6	-
9	2 year	9	-
12	2 year	12	-
15	2 year	15	-
18	2 year	18	-
24	2 year	24	-
36	2 year	36	-
48	2 year	48	-

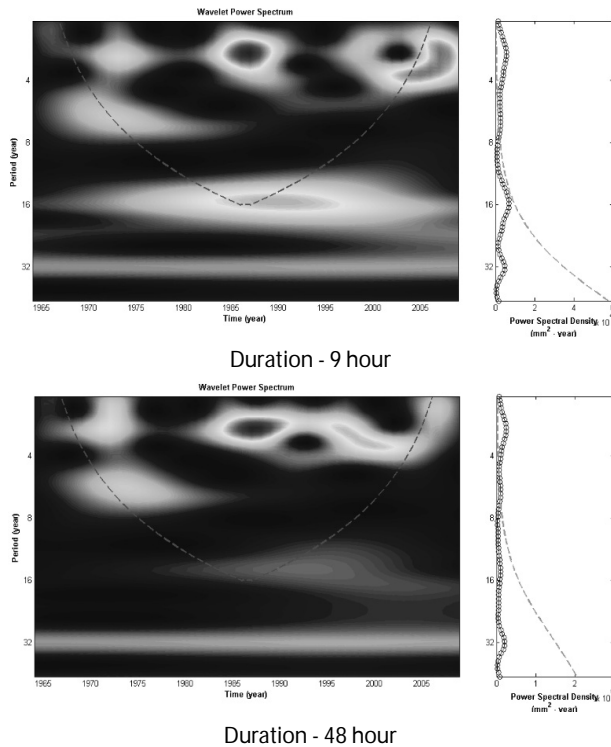


Fig. 5. Period analysis using wavelet (Seoul)

95% 신뢰구간에서 2년 주기에 해당하는 강한 Spectrum을 확인할 수 있다.

4.2.2 비정상성에 근거한 확률강우량 산정

① extRemes toolkit을 이용한 확률강우량 산정

앞서 수행한 주기성과 경향성 분석을 바탕으로 extRemes toolkit을 이용하여 지속시간별 강우자료에 대한 GEV분포 매개변수를 산정하였다(Table 6). Table 6 (a)는 서울지역의 지속시간별 강우자료에 대하여 산정된 GEV분포 매개변수이다. 우선 extRemes toolkit의 적합도 검정을 통해 모든 지속시간의 강우자료가 Gumble 분포임을 확인하였다. 서울지역의 강우자료는 9지속시간-36지속시간 강우자료는 2년 주기성만을 갖고 있고 48지속시간 강우자료에는 2년 주기성과 경향성이 존재(Table 4, Table 5)하기 때문에 extRemes toolkit에서 산정된 비정상성을 고려한 위치매개변수의 형태는 다음과 같다.

$$\alpha(t) = \alpha_1 + \alpha_2 \sin(\pi t) + \alpha_3 \cos(\pi t) \quad (9\sim 36\text{지속시간}) \quad (16)$$

$$\alpha(t) = \alpha_1 + \alpha_2(t) + \alpha_3 \sin(\pi t) + \alpha_4 \cos(\pi t) \quad (48\text{지속시간}) \quad (17)$$

Likelihood ratio test(귀무가설: 비정상성을 고려하지 않음, 대립가설: 비정상성을 고려함)의 p-value 값이 0.05보다 작아 95%의 유의수준에서 비정상성을 고려한 GEV분포의 매개변수 추정이 정상성에 근거한 매개변수 추정보다 더 좋다는 결과를 보였다. 특히 48지속시간의 경우, 주기성과 경향성을 모두 고려한 것이 p-value 값이 0.002로 0에 매우 근접하여 주기성만 고려하는 것보다 경향성을 함께 고려하였을 때 매개변수의 추정이 더욱 효과적임을 확인하였다.

Table 6 (b)는 수원지역의 지속시간별 강우자료에 대하여 산정된 GEV분포 매개변수이다. 서울지역과 같이 모든 지속시간별 강우자료에 대하여 Gumble분포로 확인되었다. Table 4에서 24, 36지속시간의 강우자료가 경향성을 보이며, extRemes toolkit의 산정된 비정상성을 고려한 위치매개변수의 형태는 다음과 같다.

$$\alpha(t) = \alpha_1 + \alpha_2(t) \quad (24\text{지속시간}, 36\text{지속시간}) \quad (18)$$

역시 likelihood ratio test(귀무가설: 비정상성을 고려하지 않음, 대립가설: 비정상성을 고려함)의 p-value 값이 0.05보다 작아 95%의 유의수준에서 비정상을 고려한 GEV분포의 매개변수 추정이

Table 6. Parameters determined by extRemes toolkit and frequency based rainfall

(a) Seoul

Duration (hour)	Distri-bution	Parameter		p-value	Precipitation (mm) - Seoul (2039 year)		
					50 year	100 year	200 year
1		α	41.821		96.1	104.9	113.6
		β	14.989				
		ξ	-0.038				
2		α	65.193		134.1	142.6	150.2
		β	23.547				
		ξ	-0.155				
3		α	78.395		183.7	201.5	218.9
		β	28.269				
		ξ	-0.024				
4		α	85.771		212.2	236.9	262.3
		β	30.008				
		ξ	0.038				
6		α	101.554		249.3	278.5	308.5
		β	34.665				
		ξ	0.044				
9	Gumble	α_1	119.755	0.017	286.1	316.3	347.4
		$\alpha_2(t)$	-13.029				
		$\alpha_3(t)$	16.39				
		β	34.742				
		ξ	0.051				
12	Gumble	α_1	127.187	0.015	312.5	348.7	386.9
		$\alpha_2(t)$	-15.142				
		$\alpha_3(t)$	15.974				
		β	37.068				
		ξ	0.079				
15	Gumble	α_1	133.023	0.018	335.8	375.4	417.0
		$\alpha_2(t)$	-17.01				
		$\alpha_3(t)$	15.04				
		β	41.600				
		ξ	0.073				
18	Gumble	α_1	138.463	0.025	350.4	393.7	439.8
		$\alpha_2(t)$	-17.199				
		$\alpha_3(t)$	15.848				
		β	41.620				
		ξ	0.094				
24	Gumble	α_1	145.359	0.027	392.2	441.4	493.2
		$\alpha_2(t)$	-18.694				
		$\alpha_3(t)$	16.285				
		β	50.572				
		ξ	0.078				
36	Gumble	α_1	157.582	0.016	451.9	512.3	576.3
		$\alpha_2(t)$	-23.865				
		$\alpha_3(t)$	17.451				
		β	59.486				
		ξ	0.088				
48	Gumble	α_1	148.942	0.002	529.2	576.5	625.5
		$\alpha_2(t)$	1.292				
		$\alpha_3(t)$	-14.234				
		$\alpha_4(t)$	47.402				
		β	54.12				
		ξ	0.053				

(b) Suwon

Duration (hour)	Distri-bution	Parameter		p-value	Precipitation (mm) - Suwon (2039 year)		
					50 year	100 year	200 year
1		α	36.017		86.2	95.9	105.7
		β	12.075				
		ξ	0.032				
2		α	52.602		124.8	139.2	154.2
		β	16.751				
		ξ	0.05				
3		α	63.280		165.1	185.9	207.6
		β	23.152				
		ξ	0.061				
4		α	72.658		206.6	234.4	263.3
		β	30.165				
		ξ	0.065				
6		α	84.103		243.4	277.4	313.3
		β	34.853				
		ξ	0.079				
9		α	103.077		279.2	317.3	357.7
		β	38.064				
		ξ	0.085				
12	Gumble	α	111.496		302.5	345.1	390.5
		β	40.197				
		ξ	0.098				
15		α	118.380		329.9	378.9	431.7
		β	42.960				
		ξ	0.115				
18		α	123.227		348.3	402	460.9
		β	44.187				
		ξ	0.131				
24	Gumble	α_1	106.814	0.009	433.9	492.2	556.2
		$\alpha_2(t)$	1.162				
		β	46.001				
36		α_1	128.504	0.045	465.1	523.3	586.3
		$\alpha_2(t)$	1.139				
		β	50.459				
48		α	168.831		438.3	502.9	573.5
		β	52.790				
		ξ	0.132				

정상성에 근거한 매개변수 추정보다 더 좋다는 결과를 보였다.

Table 7의 비정상성을 고려하여 산정된 위치매개변수를 이용하여 앞서 검토된 직접 홍수빈도해석과 동일한 시점(2039년)에서의 50년, 100년, 200년 빈도 확률강우량을 산정하였다(Table 6 (a), (b)). 30년 후가 아닌 29년 후의 시점이 선택된 이유는 앞서 검토된 비정상성을 고려한 직접 홍수빈도해석과 같이 서울 관측소의 지속 시간 9-36시간의 강우자료에서 위치매개변수가 2년 주기성을 나타 내기 때문이다. 즉, 짝수 년(2024년)보다 홀수 년(2039년)에서

Table 7. Location parameters considering nonstationary

Seoul			Suwon	
Duration (hour)	Location parameter (α)		Duration (hour)	Location parameter (α)
	year 2024	year 2039		year 2039
9	103.365	136.145	24	195.137
12	111.212	143.162	36	215.078
15	117.982	148.064	-	-
18	122.615	154.312	-	-
24	129.073	161.644	-	-
36	140.130	175.033	-	-
48	180.388	294.582	-	-

위치매개변수가 더 크게 산정이 된다(Table 7). 또한 서울지역의 48지속시간의 경우, 다른 지속시간의 경우보다 2024년과 2039년의 위치매개변수 차이가 크다. 이는 주기성에 경향성까지 고려되어 있기 때문이며, 수원지역의 24, 36지속시간 역시, 산정된 위치매개변수는 경향성이 고려되었다.

② 기존의 확률강우량과의 비교

기존의 서울·수원지역에 수립된 확률강우량 자료를 살펴보면, 안양천수계 하천정비기본계획(Anyang City, 2006)이 있다. 하지만 이는 확률강우량을 산정함에 있어 정상성(stationary)을 전제로 하여 빈도해석을 수행하였기 때문에 미래의 변화와는 무관하다. 따라서 본 연구의 비정상성(nonstationary)을 고려한 미래시점(2039년) 확률강우량 값과 비교를 통해 비정상성과 정상성의 차이를 확인하였다. Fig. 6은 서울지역에서 산정된 확률강우량 값을 비교한 그래프이다. 안양천수계 하천정비기본계획(Anyang City, 2006)의 36지속시간 자료가 없기 때문에 본 연구의 확률강우량 값과 정확히 비교는 불가능하지만 전체적으로 본 연구의 비정상성을 고려한 확률강우량 값이 크게 산정되어 있음을 알 수 있다. 특히 서울지역의 비정상성을 고려했던 지속시간 9시간 이후부터, 확률강우량 값이 정상성에 근거한 확률강우량 값보다 크게 산정되

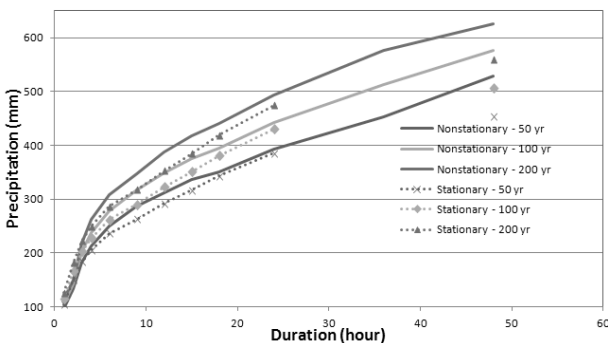


Fig. 6. Comparison for frequency based rainfall (Seoul)

고 있음을 확인하였다. 주기성에 경향성까지 고려하여 가장 큰 차이가 날 수 있는 48지속시간의 경우, 비정상성의 확률강우량과 정상성의 확률강우량은 빈도별 10.3%~12.6% 차이를 나타냈다.

Fig. 7은 수원지역에서 산정된 확률강우량 값을 비교한 그래프이다. 수원지역은 24, 36지속시간에서 경향성을 고려하였기 때문에 24, 36지속시간에서 비정상성을 고려한 확률강우량 값이 크게 상승함을 알 수 있다. 24, 36지속시간 확률강우량에서 비정상성과 정상성의 확률강우량 차이는 빈도별 10.1%~16.9%의 차이를 보이고 있다.

4.2.3 Huff 분위법에 따른 확률강우량의 시간분포

“수자원관리기법개발연구소(Korea Institute of Construction Technology, 2000)”에서는 서울 및 수원관측소의 강우자료에 대하여 Huff의 4분위법 이용하여 강우의 시간적 분포를 분석하여, 무차원 누가곡선의 각 분위별 누가우량 백분율을 산정하고 각 분위별 누가우량곡선을 각 분위별 누가우량에 배분하기 위하여 6차 다항식에 의한 다중회귀분석을 실시하여 회귀계수를 산정하였다.

산정된 서울·수원지역의 지속시간별 확률강우량에 대해서 Huff의 4분위법 중 홍수기에 맞는 2분위(중후우)를 적용하여 1시간 간격으로 시간을 분배하였다. 특별히 지속시간별 확률강우량을 1시간으로 분배한 이유는 모형의 검·보정 단계에서 사용하는 관측소 유량 값이 시간 간격으로 제공되기 때문이다.

$$x(i) = \frac{t \times i}{TD} \times 100 \tag{19}$$

$$DR(i) = C_0 + C_1x(i) + C_2x^2(i) + \dots + C_Nx^N(i)$$

$$HR(i) = DR(i) - DR(i-1)$$

여기서, TD 는 총 강우지속시간(분), $x(i)$ 는 i 번째 강우지속시간비(%), t 는 우량주상도 구분 단위시간(분), i 는 지속시간의 구간 순위, $DR(i)$ 는 i 번째 구간의 누적 우량배분율, $C_0 \dots C_N$ 는 회귀계수, $HR(i)$ 는 i 번째 시간에서의 우량배분율, N 은 지속시간축의 구간수를 나타낸다.

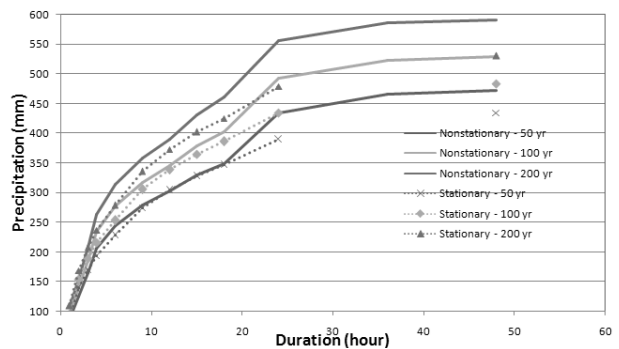


Fig. 7. Comparison for frequency based rainfall (Suwon)

4.2.4 HEC-HMS 적용을 통한 설계홍수량 산정

① HEC-HMS의 적용 개요

산정된 강우자료를 입력자료로 하여 HEC-HMS를 이용한 강우-유출모의 및 하도추적을 수행하였다. 본 연구에서 적용한 HEC-HMS모형은 SCS Curve Number (CN)을 이용하여 유효강우량을 산정하였고 직접유출량 산정방법은 Clark 단위도법을 사용하였으며, 마지막으로 하도홍수추적 방법은 Muskingum 추적을 사용하였다. Fig. 8은 안양천 유역에 구축된 HEC-HMS모형의 모식도이며, JR31 지점이 연구에 관심 있는 목감천 하구에 해당한다. 따라서 HEC-HMS모의를 통해 산정된 JR31지점의 홍수량을 최종적으로 목감천 유역의 설계홍수량으로 결정하게 된다. HEC-HMS에서 입력자료로 사용하게 되는 유역의 특성 값 및 Thiessen 방법에 의한 소유역 면적비는 Seoul Metropolis (2010)에서 사용된 값을 이용하였다.

② 모형의 검·보정

모형의 검·보정은 다른 매개변수보다 첨두유량과 총유출량에서 모의 값에 큰 영향을 주는 K 값에 대하여 실시하였다(Fig. 9). 목감천에 위치한 천왕수위관측소의 유량 값이 2009년 이후에 존재하지만 모형의 검·보정으로 사용할 수 있는 기왕 최대 유량관측 자료 수가 적다. 이를 고려해서 본 연구에서는 보정에 대해서 2009년 최대강우인 7월 12일의 15지속시간 강우자료와 동기간의 천왕수위관측소의 유량자료를 이용하였고 검정에 대해서는 2010년

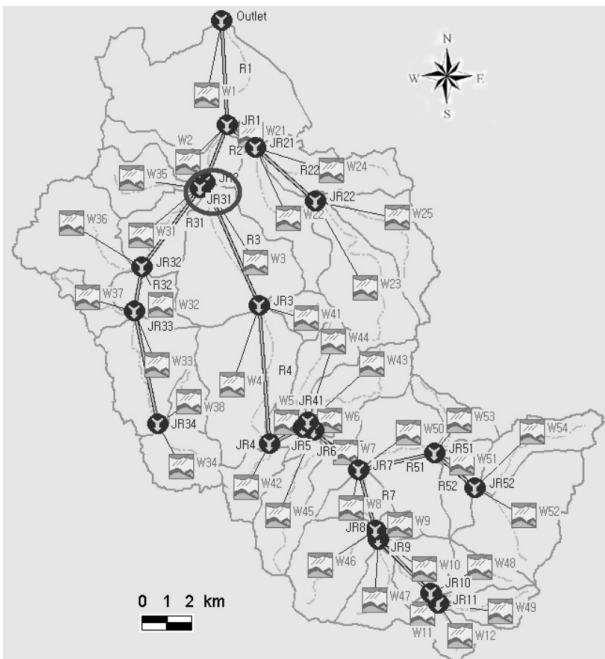


Fig. 8. HEC-HMS constructed at the Anyang watershed

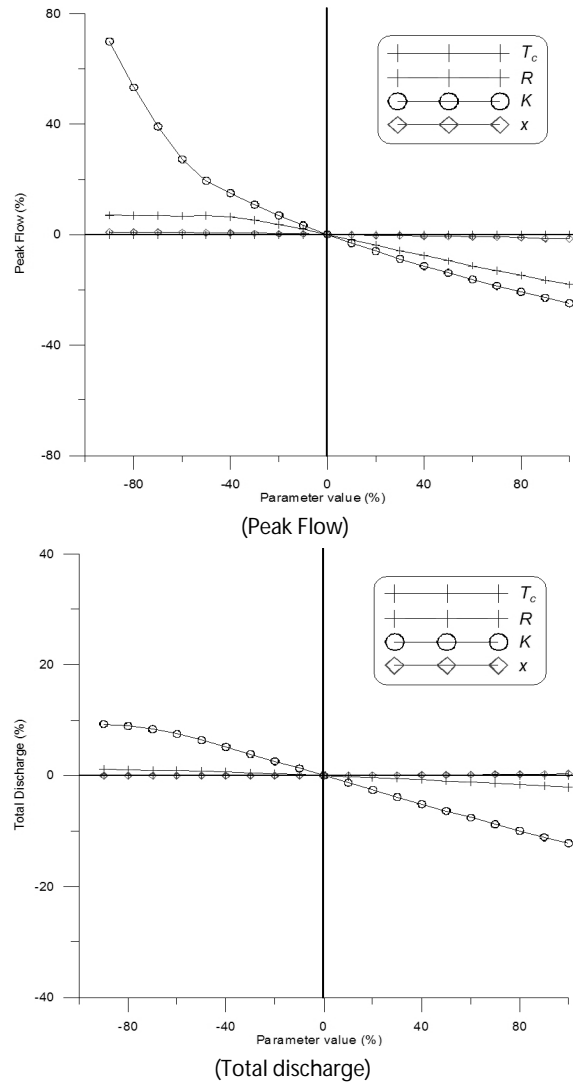


Fig. 9. Sensitivity analysis for HEC-HMS

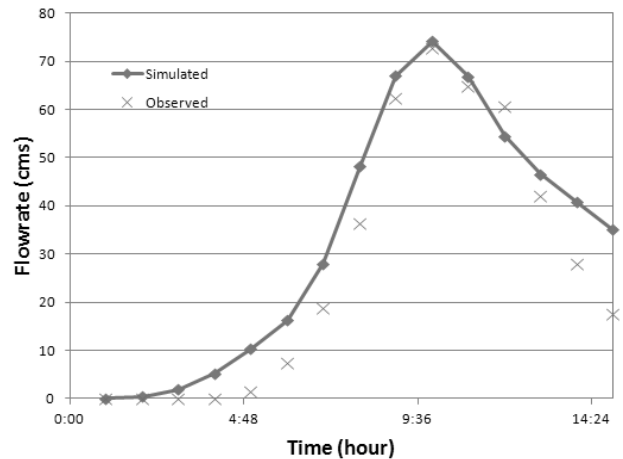


Fig. 10. Calibration for HEC-HMS

최대강우인 9월 21일 9지속시간 강우자료와 동기간의 천왕수위 관측소의 유량자료를 이용하여 검정을 실시하였다. 보정의 경우, 2009년 7월 12일의 15지속시간 강우량은 15지속시간-50년 빈도 확률 강우량인 335.8 mm(서울), 329.9 mm(수원)에 비해 적은 강우에 해당하는 것을 알 수 있다. Fig. 10은 보정결과로서, 목감천 하구(JR31)에서 HEC-HMS에 의해 모의된 유량곡선이 관측 값과 거의 일치함을 알 수 있다. 상대적으로 최대유출량 발생시각과 최대유출량에서 발생하는 오차에 비해 총유출량의 오차가 크다는 것을 알 수 있다. 검정의 경우, 2010년 9월 21일 9지속시간 강우량은 9지속시간-50년 빈도 확률 강우량인 286.1 mm(서울), 279.2 mm(수원)에 비해 적은 강우이지만 서울지역은 250.5 mm로 상당히 50년 빈도 확률강우량에 근접한 것을 알 수 있다. 따라서 앞서 언급한 검정의 관측자료 수가 적은 조건에도 불구하고 비교적 극한의 강우조건에서 모형의 검정을 수행하였다고 판단된다. 검정결과 Fig 11과 같이 모의 값이 관측 값과 잘 일치하였다. 특히 최대유출량에서 오차가 0.9%로 작아 홍수량 모의가 적합하다고 판단하였다.

③ 설계홍수량의 산정

시간분포된 강우량을 입력 값으로 하여 검·보정을 마친 HEC-HMS를 이용하여 홍수량을 모의하였다. Fig. 12와 Table 8은 HEC-HMS에서 산정된 목감천 하구(JR 31)에서의 지속시간 별 홍수량이다. 50년, 100년, 200년 빈도홍수량의 임계지속시간(critical storm duration)이 모두 6시간으로 동일하게 나타났으며, 200년 빈도홍수량은 가장 큰 718 m³/s를 보였다.

본 연구에서 산정된 홍수량을 안양천수계 하천정비기본계획(Anyang City, 2006)과 안양천 유역종합치수계획(Hyundai Engineering, 2005)의 목감천 홍수량과 비교해 보았다(Table 8, Table 9). 임계지속시간은 본 연구의 결과 값과 유역종합치수계획, 하천정비기본계획이 모두 5.5-9시간으로 큰 차이가 없었으며, 산정된 홍수량의 경우, 본 연구 결과, 유역종합치수계획, 그리고 하천정

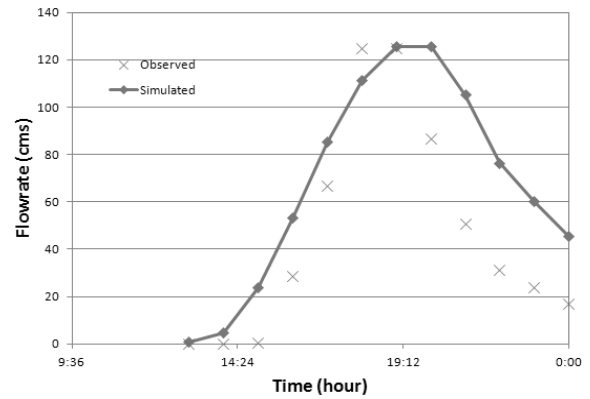


Fig. 11. Verification for HEC-HMS

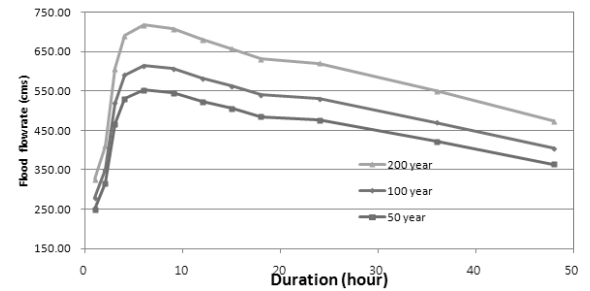


Fig. 12. Flood discharge by HEC-HMS (JR31)

Table 8. Design flood by design strom - Unit hydrograph method

	Design flood (cms)			Critical storm duration (hr)
	50 year	100 year	200 year	
This study	552	615	718	6
Integrated flood management in the Anyangcheon basin (2005)	543	610	678	9
River maintenance basic plan (2006)	496	557	617	5.5

Table 9. Comparison of design flood

	River maintenance master plan for the Anyangcheon basim (2006)	Integrated flood management in the Anyangcheon basin (2005)	This study	
Analysis for rainfall	Stationary	Stationary	Nonstationary	
Time-distribution	HUFF method - Second quarter of storm period	HUFF method - Second quarter of storm period	HUFF method - Second quarter of storm period	
Effective rainfall	SCS CN	SCS CN	SCS CN	HEC-HMS
Direct runoff	Clark	Clark	Clark	
Stream flow routing	Muskingum	Muskingum	Muskingum	
Concentration time / Storage constant	Kraven II / Sabol	Averaging velocity / Russel	Averaging value of empirical formulas	
Critical storm duration	Unit: 1 hour	Unit: 1 hour	Unit: 1 hour	
Calibration and verification	-	-	Applied	

Table 10. Design flood at the Mokgamcheon

		Design flood (cms)		
		50 year	100 year	200 year
Direct frequency analysis		347	405	470
Design storm - Unit hydrograph method	This study	552	615	718
	Integrated flood management in the Anyangcheon basin (2005)	543	610	678
	River maintenance master plan for the Anyangcheon basin (2006)	496	557	617

Table 11. Stream gauging station at the Anyangcheon watershed

	Data period	Maximum flood	
		Date	Flood (cms)
Sinjung station	2003 ~	July 16, 2006	921
Cheonwang station	2009 ~		-
Siheung station	2003 ~		260
Anyang station	1994 ~		149

비기분계획 순으로 홍수량이 크게 산정되었다. 본 연구의 홍수량 값이 크게 산정된 이유는 비정상성에 근거하여 산정된 확률강우량이 정상성에 근거하여 산정된 확률강우량보다 크게 산정되었기 때문이라고 판단된다(Fig. 6, Fig. 7). 하지만 유역종합치수계획과 하천정비기본계획의 경우, 본 연구와 같은 HEC-HMS모형을 기반으로 하는 강우-유출분석 및 하도추적을 수행하였지만, 도달시간과 저류상수 산정방법이 다르며, 모형의 검·보정수행 여부를 확인할 수 없다는 점을 비추어 볼 때, 본 연구와 완벽히 동일한 조건에서 산출된 홍수량 값이 아니다. 그러나 비정상성을 고려한 본 연구결과는 앞서 언급한 확률강우량에 의한 홍수량 차이에 의한 부분적인 근거가 될 수 있다고 충분히 판단된다.

4.3 목감천에서의 설계홍수량 산정

비정상성을 고려한 직접 홍수빈도해석 결과 값과 비정상성을 고려한 설계호우-단위도법의 결과 값을 비교하여 최종적으로 목감천에서의 설계홍수량을 산정하였다. 목감천은 안양천 지류, 지방하천으로서 안양천유역종합치수계획(Hyundai Engineering, 2005)에 의해 100빈도 홍수량을 설계홍수량으로 정하고 있다. Table 10에 의하면 본 연구의 직접 홍수빈도해석(비정상성)에 의해 산출된 결과 값은 100년 빈도 405 m³/s로 가장 작고, 본 연구의 설계호우-단위도법(비정상성)으로 산출된 결과 값은 100년 빈도 615 m³/s로 가장 크다. 210 m³/s의 차이가 발생하는 이유는 직접 홍수빈도(비정

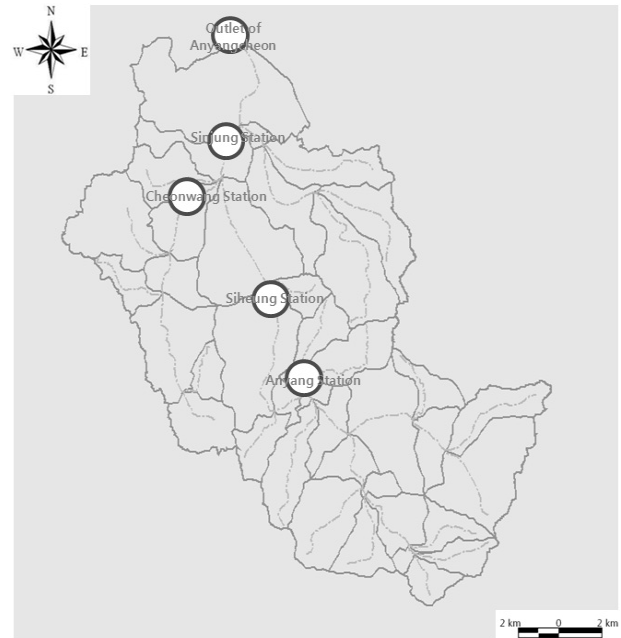


Fig. 13. Location of stream gauging station at the Anyangcheon watershed

상성)의 경우, 실측 유량자료기간이 짧아서 장기유출 모의자료를 대신 이용하였지만 Fig. 3과 같이 장기유출 모의자료의 연 최대유량이 80~330 m³/s로 연 최대치 유량의 편차가 일정한 범위 내에 있다. 따라서 빈도해석으로 산출된 홍수량 최대 값 역시 제한적일 수 밖에 없다. 이에 따라 직접 홍수빈도해석(비정상성) 방법에 의해 산정된 홍수량 값이 설계호우-단위도법(비정상성)에 의해 산정된 홍수량보다 과소 추정되었다고 판단된다.

Table 11과 Fig. 13은 목감천을 포함한 안양천 유역 내에 존재하는 수위관측소의 위치와 유량관측자료를 나타낸다. 4개의 수위관측소의 관측기간이 보통 3~18년 정도로 상당히 짧다는 것을 알 수 있다. 관측기간 중 가장 크게 발생된 홍수량(2006년 7월 16일)의 경우, 신정관측소(안양천 본류와 목감천의 합류부)에서 관측된 홍수량은 921 m³/s로 시흥관측소(안양천 본류)에서 관측된 홍수량 260 m³/s를 빼면, 같은 시간에 발생된 천왕관측소(목감천)의 홍수량은 대략 660 m³/s 정도로 추정된다. 이는 이미 본 연구의 설계호우-단위도법(비정상성)의 결과 값인 100년 빈도 615 m³/s를 상회하는 값이다. 결과적으로 목감천의 설계홍수량의 산정은 가장 큰 값으로 산정되어야 하는 것이 현실성이 있으며, 경우에 따라서는 설계홍수량빈도를 200년으로 높여 설정하는 것이 타당하다고 판단된다. 최종적으로 본 연구의 설계호우-단위도법(비정상성)에 의해 산정된 100년 빈도 홍수량을 목감천의 설계홍수량으로 채택하였다(Table 10).

5. 결론

목감천에서의 비정상성을 고려한 설계홍수량을 산정하였다. 기존의 국내의 설계홍수량 산정방법인 설계-호우단위도법과 국내의 상황도 점차 유량관측 자료의 데이터 베이스가 구축됨에 따라 향후 적용성이 기대되는 직접 홍수빈도해석방법을 적용하였으며, 각 방법에 사용되는 빈도분석은 NCAR에서 개발된 extRemes toolkit을 통하여 비정상성을 고려하였다. 직접 홍수빈도해석의 방법은 유량으로부터 직접 빈도분석을 수행한다는 점에서 신뢰성이 기대되지만, 유량자료의 특징으로 인하여 설계-호우단위도법보다 과소 추정되었다. 안양천 유역 내에 존재하는 수위 관측소의 관측유량 값을 통하여 목감천의 설계홍수량을 추정한 결과, 가장 큰 값으로 설계홍수량을 선정하는 것이 현실성이 있다고 판단되며, 따라서 목감천의 100년 빈도 설계홍수량은 가장 크게 산정된 설계호우-단위도법을 이용한 결과인 $615 \text{ m}^3/\text{s}$ 로 결정하였다.

비정상성 정상성 여부를 떠나서 직접 홍수빈도해석과 설계호우-단위도법은 홍수량 산정에서 상당한 차이가 존재한다. 직접 홍수빈도해석은 장기유출을 기반으로 하고 설계호우-단위도법은 이벤트 사상에 기반으로 하여 접근 방식부터 차이가 존재한다. 또한 분석과정 역시 직접 홍수빈도해석은 간소한 반면, 설계호우-단위도법은 절차상 단계가 상대적으로 복잡하다. 이러한 특성을 종합하면 좀 더 장기간의 자료를 이용하여 절차상의 간소화를 통해 불확실성이 상대적으로 적은 직접 홍수빈도해석이 더욱 신뢰할 만한 방법이라고 판단된다. 따라서 장기간의 실측 유량자료가 존재하거나 좀 더 많은 사상의 검·보정이 이루어진 장기유출 모의 값이 활용되었을 때, 직접 홍수빈도해석 방법이 더욱 현실성 있는 방법이라고 판단된다.

감사의 글

본 연구는 서울대학교 건설환경종합연구소의 연구비 지원(50%)과 국토교통부 물관리연구사업(11기술혁신C06)의 연구비 지원(50%)에 의해 수행되었습니다. 연구비 지원에 심심한 감사의 뜻을 표합니다.

References

Anyang City (2006). *River maintenance mater plan for the Anyangcheon Basin* (in Korean).
 Douglas, E. M., Vogel, R. M. and Kroll, C. N. (2000). "Trends in floods and low flows in the United States: Impact of Spatial Correlation." *Journal of Hydrology*, Vol. 240, No. 1-2, pp. 90-105.

Hyundai Engineering (2005). *Integrated flood management in the Anyangcheon Basin*, Ministry of Construction and Transportation (in Korean).
 Jeong, D.-I., Stedinger, J. R., Sung, J.-H. and Kim, Y.-O. (2008). "Flood risk assessment with climate change." *Journal of the Korean Society of Civil Engineers*, Korean Society of Civil Engineers, Vol. 28, No.1B, pp. 55-64 (in Korean).
 Jung, J. H. and Yoon, Y. N. (2006). *Planning of water resource system*, Goomibook, Seoul, Korea (in Korean).
 Kim, G. S. (2007). *Study on statistitc technique for analysis of hydrologic and meteorologic data*, Korea Water Resources Association, 2007 Rearch Report, pp. 370-400 (in Korean).
 Kim, N. W. and Won, Y. S. (2004). "Estimates of regional flood frequency in Korea." *Journal of the Korean Society of Civil Engineers*, Korean Society of Civil Engineers, Vol. 37, No. 12, pp. 1019-1032 (in Korean).
 Korea Institute of Construction Technology (2000). *Research and Investigation report on development for water resource management method*, Ministry of Construction and Transportation (in Korean).
 Leander, R., Buishand, T. A., Hurk, B. J. J. M. and Wit, M. J. M. (2008). "Estimated changes in flood quantiles of the river meuse from resampling of regional climate model output." *Journal of Hydrology*, Vol. 351, pp. 331-343.
 Lee, J. J., Jang, J. Y. and Kwak, C. J. (2010). "An analysis of temporal characteristic change for various hydrologic weather parameters (II) -on the variability, periodicity-." *Journal of Korea Water Resources Association*, Korea Water Resources Association, Vol. 43, No. 5, pp. 483-493 (in Korean).
 Lee, K. S., Park, K., Oh, J.-H. and Kim, T. W. (2011). *Design of close-to-nature river restoration in the Mokgamcheon considering integrated watershed management*, SWRRC Technical Report TR 2011-09, Sustainable Water Resources Research Center (in Korean).
 Milly, P. C. D., Betancourt, J., Falkenmark, M., Hirsch, R. M., Kundzewicz, Z. W., Lettenmaier, D. P. and Stouffer, R. J. (2008). "Climate change-stationarity is dead: Whither Water Management." *Science*, Vol. 319, No. 5863, pp. 573-574.
 National Center for Atmospheric Research (2005). *Extremes toolkit (Extremes): Weather and Climate Applications of Extreme Value Statistics*, National Science Foundation.
 Park, K. (2009). *Scenario-based effect analysis of alternatives for integrated watershed management considering climate and landuse changes*, MSc Thesis, Seoul National University, Seoul, Korea (in Korean).
 Seoul Metropolis (2010). *Research study on river management by universities (2-5)* (in Korean).
 Stedinger, J. R. and Crainiceanu, C. M. (2001). *Climate variability and flood-risk management, Risk-based decision making in water resources*, IX Proceedings of the Ninth Conference, Santa Barbara, CA, USA.
 Strupczewski, W. G., Singh, V. P. and Feluch, W. (2001). "Non-stationary approach to at-site flood frequency modeling I. Maximum

- likelihood estimation.” *Journal of Hydrology*, Vol. 248, pp. 123-142.
- Sung, J. H. (2007). *A study of flood frequency analysis guideline for Korea*, MSc Thesis, Seoul National University, Seoul, Korea (in Korean).
- Torrence, C. and Compo, G. P. (1998). “A practical guide to wavelet analysis.” *Bulletin of the American Meteorological Society*, Vol. 79, pp. 61-78.
- Yoo, J.-H. (2010). “An offer of relation between rainfall and unit hydrograph in a small basin.” *Journal of Korea Water Resources Association*, Korea Water Resources Association, Vol. 43, No. 7, pp. 635-643.
- Zhang, X., Zwiers, F. W. and Li, G. (2004). “Monte Carlo experiments on the detection of trends in extreme values.” *Journal of Climate*, Vol. 17, No. 10, pp. 1945-1952.