

# 극치강우자료의 경향성에 대한 시간적 변동 전망

서 린\* / 최 민 하\*\* / 김 태 응\*\*\*+

## Outlook for Temporal Variation of Trend Embedded in Extreme Rainfall Time Series

Seo, Lynn\* / Choi, Minha\*\* / Kim, Tae-Woong\*\*\*+

**요약** : 지구온난화로 인한 기후변화에 관한 연구에 따르면, 최근 지구온난화의 징후가 매우 뚜렷하며, 강우의 강도는 증가할 것으로 예측되고 있다. 매해 발생하는 극한수문사상으로 인한 피해가 꾸준히 증가하고 있는 추세이며, 증가하고 있는 집중호우의 발생 빈도는 강우자료의 추세에 분명히 영향을 미치고 있다. 현재 수자원 계획이나 설계에 수행되고 있는 확률강우량 산정방법은 강우자료가 정상성을 지니고 있다고 가정하여 빈도분석을 실시하고 있다. 이러한 정상성 확률강우량 산정방법은 최근의 관측강우의 증가 추세를 반영하지 못하여 기후변화에 따른 이상강우에 매우 취약할 수 있다. 본 연구에서는 강우시계열에서 나타나는 경향성의 시간적 변동 분석을 위해 현재 경향성이 나타나지 않는 강우관측소 51개 지점에 대하여, 강우 관측자료가 가지는 통계적 특성을 유지하면서 추계학적 시계열 모의발생기법을 이용하여 강우자료를 발생시킨 후 경향성 검정을 실시하였다. 그 결과 대상 지점 51개 중 13개 지점에서 향후 10년 이내에 경향성이 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 이는 강우의 변동 추이가 현재와 같이 계속 진행된다면, 비록 현재에는 정상 시계열로 판단되는 강우 시계열일지라도 향후 비정상성을 갖게 됨을 반증한다. 따라서 목표연도의 확률강우량을 산정할 경우 강우의 증가 경향성을 충분히 반영할 수 있는 비정상성 확률강우량 산정 방법이 적용되어야 할 것이다.

**핵심용어** : 시간적 변동, 기후변화, 경향성, 강우시계열

**Abstract** : According to recent researches on climate change, the global warming is obvious to increase rainfall intensity. Damage caused by extreme hydrologic events due to global change is steadily getting bigger and bigger. Recently, frequently occurring heavy rainfalls surely affect the trend of rainfall observations. Probability precipitation estimation method used in designing and planning hydrological resources assumes that rainfall data is stationary. The stationary probability precipitation estimation method could be very weak to abnormal rainfalls occurred by climate change, because stationary probability precipitation estimation method cannot reflect increasing trend of rainfall intensity. This study analyzed temporal variation of trend in rainfall time series at 51 stations which are not significant for statistical trend tests. After modeling rainfall time series with maintaining observed statistical characteristics, this study also estimated whether rainfall data is significant for the statistical trend test in near future. It was found that 13 stations among sample stations will have trend within 10 years. The results indicate that non-stationary probability precipitation estimation method must be applied to sufficiently consider increase trend of rainfall.

**Keywords** : Temporal variation, Climate Change, Trend, Rainfall time series

+ Corresponding author : twkim72@hanyang.ac.kr

\* 비회원 · 한양대학교 대학원 건설환경공학과 석사과정  
Graduate Research Assistant, Dept. of Civil and Environmental Eng., Hanyang Univ., Seoul 133-791, Korea

\*\* 정희원 · 한양대학교 건설환경공학과 조교수  
Assistant Professor, Dept. of Civil and Environmental Eng., Hanyang Univ., Seoul 133-791, Korea

\*\*\* 교신저자 · 정희원 · 한양대학교 건설환경공학과 조교수  
Corresponding Author, Assistant Professor, Dept. of Civil and Environmental Eng., Hanyang Univ., Ansan 426-791, Korea

## 1. 서 론

도시화, 산업화로 인한 지구온난화는 전 지구적인 기상현상으로 최근에 지구온난화의 징후가 점차 뚜렷해짐에 따라 이와 관련된 강수의 패턴 분석 및 예측에 관한 연구가 매우 활발히 이루어지고 있다. CO<sub>2</sub>의 대기 중 농도가 현재보다 두 배로 증가한 기후조건에 대한 대기대순환 모의 결과는 온실효과의 증가와 함께 일반적으로 강수 강도의 증가를 예측하였다(Mearns et al., 1990). 이러한 예측은 지구온난화로 인해 수문의 순환이 활성화되고, 이에 따른 강한 대류성 강우의 증가와 대규모 비대류성 강수의 감소에 기인한다고 해석하고 있다(차은정과 최영진, 2000). 권태영 등(1998)은 전국 28개 주요 관측 지점에서 1975-1994년(20년)의 여름철 강수를 제1차 우기(6월 2일-8월 2일)와 제2차 우기(8월 3일-9월 20일)로 나누었다. 제1차 우기에는 뚜렷한 변화 경향이 없었으나, 제2차 우기에서는 강수 강도와 강수량이 뚜렷하게 증가함을 보였다. 차은정과 최영진(2000)은 한반도 강수량의 시간, 공간 변동 특성에 대하여 연구하였다. 이에 따르면 여름철 강수량 증가와 함께 집중호우 빈도수 역시 증가하고 있는데, 1977년 29회였던 집중호우 횟수가 1997년에는 119회, 1998년은 145회로 증가하였다.

최근 들어 수공시설물의 설계규모를 넘는 수문학적 극한사상으로 인한 홍수의 피해가 세계 곳곳에서 빈번해지고 피해의 규모가 커지고 있다. 수공구조물의 설계 기준이 되는 확률강우량을 산정할 때는 특정지역의 현재까지 구축된 강우자료를 바탕으로 산정을 하게 되는데, 강우 시계열이 장기간 동안 통계 특성치들이 변하지 않고 일정할 것이라고 가정하고 산정한다. 이를 정상성(stationary)이라고 하며, 이 정상성 확률강우량 산정방법은 현재 구축된 자료만을 가지고 확률강우량을 산정하므로 현재 진행되고 있는 강우의

증가 경향을 반영하지 못한다. 정상성은 경향성 분석을 통하여 특정 시계열이 경향성이 없을 때, 정상성 시계열이라고 표현하지만 강우 시계열에 대해 경향성 분석을 실시해보면, 모든 지점의 강우 시계열이 정상성을 가지는 건 아니다. 하지만 현재 경향성 검정을 통과하지 못한 비정상성(non-stationary)을 가지는 자료계열이라 할지라도 이들 자료에 대해 해석을 할 수 있는 검증된 대안이 없기 때문에 경향성 검정을 통과하지 못한 자료들도 정상성을 갖고 있다고 가정하고 분석을 하는 경우가 발생하게 된다. 따라서, 이를 토대로 산정된 확률강우량은 현재 진행되고 있는 기후변화로 인해 미래에 발생 가능한 극한수문사상에 대해 고려하지 못하는 치명적인 결점을 갖고 있다.

비정상성을 나타내는 강우 시계열에 대해 보다 적절한 분석을 위해, 강우의 증가 경향을 반영하는 비정상성 확률강우량 산정 방법에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다. He et al.(2006)은 Gumbel 분포와 Log Pearson Type-III 분포를 이용하여, 각 분포의 매개변수 변화를 회귀분석하여 홍수빈도 해석을 수행하였고, Leclerc and Ouarda(2007)은 홍수빈도해석을 위한 Generalized Extreme Value(GEV) 분포의 매개변수들을 시간의존 함수로 추정하는 비정상성 모델을 제안하였다. 권영문 등(2009)은 연 최대 강우량 평균과 위치 매개변수, 축척 매개변수 간 관계를 분석하여, 설계목표년도에 적용가능한 확률밀도함수를 추정하고, 확률강우량을 산정하였다.

현재 30년 이상 강우 자료를 보유하고 있는 우리나라의 강우관측소 56개 지점 중 7개 지점의 강우자료에서만 경향성이 나타나지만(권영문 등, 2009), 우리나라가 겪고 있는 기후 변화 현상 중 하나가 강우 패턴의 변화임(임은순 등, 2006)을 고려해보면, 현재 경향성이 없는 관측소의 자료라 할지라도 향후 경향성을 가지게 될 소지가 있다고 볼 수 있다. 또한 우리나라의 강우 시계열 자료는 관측연한이 다른 나라에 비해 적어서, 현재 경향

성 검정을 실시한 결과를 전적으로 신뢰하기 힘들다. 따라서 우리나라 강우 시계열에 대한 분석을 통해 우리나라 시계열이 향후 경향성을 나타낼지에 대한 여부와 경향성이 나타날 시점에 대한 연구가 필요하다.

본 연구에서는 회귀분석을 이용하여 관측강우자료가 가지는 경향성을 유지하면서 강우자료를 발생시킨 후 Mann-Kendall Test, Hotelling-Pabst Test, Spearman's Rho Test 등을 수행하여 경향성 검정을 실시하여, 미래의 어느 시점부터 경향성이 유의해지는지에 대해 살펴보았다.

## 2. 경향성 검정 이론

시계열에서 장기간 동안 통계 특성치들이 변하지 않고 일정한 것을 정상성이라 하며, 이 정상성을 판단하는데는 시계열 내에 변동(shift), 도약(jump), 경향성(trend), 주기성(periodicity) 등의 존재 여부가 기준이 된다. 우리나라의 경우 수공구조물의 설계 시 설계 기준이 되는 확률강우량을 산정할 때는 수문 자료계열이 정상성을 가지고 있다고 가정하여, 빈도해석을 수행하므로 빈도 해석을 수행하기 전에 자료에 대한 경향성 검정을 실시하여야 한다. 경향성 분석을 위한 방법에는 단순히 경향성의 존재 여부만을 분석하는 Mann-Kendall Test, Hotelling-Pabst Test, Spearman's Rho Test, Linear Regression Test 등이 있고, 특정 시점을 전후로 변동 여부를 판단하는 Cusum Test, Cumulative Deviation Test, Worsley Likelihood Ratio Test, Rank Sum Test, Student's  $t$  Test 등이 있다. 특정 시점을 전후로 변동 여부를 판단하는 검정법들은 어느 시점을 기준으로 자료계열을 나누느냐에 따라 검정의 결과가 크게 달라진다. 본 연구에는 여러 연구에서 적용성이 검증되었고 (Beighley and Moglen, 2002; 이상복 등, 2004; Rohrer and Hughes, 2006; Kalra et al.,

2008), 축적된 자료의 전 구간을 고려하여, 경향성 존재여부만을 결과로 제시하는 Mann-Kendall Test, Hotelling-Pabst Test, Spearman's Rho Test를 이용하여 경향성을 분석하였다.

### 2.1 Mann-Kendall Test

Mann-Kendall Test는 시계열 자료의 경향성 여부를 분석하기 위한 비모수적인 통계기법으로 시계열 자료의 단조 경향(monotonic trend)을 분석하는데 유용하게 사용되어 지고 있다(오제승 등, 2006). 즉 시계열 자료에서 경향의 선형 또는 비선형 여부에 관계없이 경향성의 여부만을 판단하기 위한 검정이다. 자료의 수가  $n$ 인 자료계열  $X$ 에서 다음과 같은  $K$ 를 통계량으로 정의한다.

$$K = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (1)$$

여기서  $\text{sgn}(\theta)$ 는  $\theta > 0$  인 경우, 1,  $\theta = 0$  인 경우 0,  $\theta < 0$  인 경우 -1을 적용한다. 이와 같이 정의된 통계량  $K$ 는 근사적으로 평균  $\mu (\mu = 0)$ 와 분산  $\sigma^2 (\sigma^2 = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5) - \sum_i t_i(t_i-1)(2t_i+5)])$ 을 가지는 정규분포를 따른다. 여기서  $g$ 는 동점처리에 필요한 동점그룹의 수이며  $t_i$ 는  $i$ 번째 동점그룹의 자료수이다. 통계량  $K$ 가 정규분포를 따르므로 다음과 같이 표준정규변량  $z$ 를 계산한다.

$$z = \frac{(K+h) - \mu}{\sigma} = \frac{K+h}{\sigma} \quad (2)$$

여기서  $h$ 는 보정계수로  $K > 0$  인 경우  $h = -1$ ,  $K = 0$  인 경우  $h = 0$ ,  $K < 0$  인 경우  $h = 1$ 을 적용한다. 이와 같이 계산된 표준정규변량  $z$ 가 표준정규분포 양측검정의 95% 신뢰도의 한계값인  $z = \pm 1.96$  사이에 들면 주어진 자료계열은 경향성을 가지지 않는 것으로 판정한다(정중호와 윤용남, 2006).

### 2.2 Hotelling-Pabst Test

자료의 수가 n인 자료계열 X에서 오름차순으로 정렬한 새로운 자료계열 Y를 작성한 후, 다음과 같은 H를 통계량으로 정의한다.

$$H = \sum_{i=1}^n [R(x_i) - i]^2 \tag{3}$$

여기서  $R(x_i)$ 는 자료계열 X의 순위이다. 이와 같이 정의된 통계량 H는 근사적으로 평균  $\mu$  ( $\mu = \frac{n(n^2-1)}{6}$ )와 분산  $\sigma^2$  ( $\sigma^2 = [\frac{n(n^2-1)}{6\sqrt{n-1}}]^2$ )을 가지는 정규분포를 따른다.

통계량 H가 정규분포를 따르므로 다음과 같이 표준정규변량 z를 계산한다.

$$z = \frac{H - \mu}{\sigma} \tag{4}$$

이와 같이 계산된 표준정규변량 z가 표준정규분포 양측검정의 95% 신뢰도의 한계값인  $z = \pm 1.96$  사이에 들면 주어진 자료계열은 경향성을 가지지 않는 것으로 판정한다(정중호와 윤용남, 2006).

### 2.3 Spearman's Rho Test

Spearman's  $\rho$  Test는 두 변수들이 상호 상관여부가 통계적으로 유의한가를 알아보는 검정법이다. 즉, 하나의 변수가 증가할 때 다른 변수가 증가 혹은 감소하는지를 확인한다. 비모수 검정법이며, 검정의 귀무가설은 두 변수 사이에 연관성이 없다는 것으로 경향성이 나타나지 않음을 의미한다. 상관계수를 계산하기 전에 먼저 두 변수  $X_i, Y_i$ 을 각각의 계열상의 순위  $x_i, y_i$ 로 변환해 준 후, 통계치  $\rho$ 를 계산한다.

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \tag{5}$$

여기서  $d_i$  ( $d_i = x_i - y_i$ )은 서로 상관된 두 변수  $X_i, Y_i$ 의 순위 간의 차이이다. n은 각 자료 계열의 숫자이며, 당연히 두 변수들의 개수는 같아야 한다. 계산된 통계치  $\rho$ 는 -1 부터 1 사이의 값을 갖게 되며, Eq. (6)와 같이 계산된 t값은 자유도 n-2인 Student-t 분포를 따른다. 따라서 각 유의 수준에 따른 한계값을 Student-t 통계량 표로부터 얻을 수 있다(Caruso and Cliff, 1997).

$$t = \frac{\rho}{\sqrt{(1-\rho^2)/(n-2)}} \tag{6}$$

## 3. 대상 지점 및 경향성 검정 결과

추계학적 모의나 빈도해석 등 수문시계열에 대한 분석을 할 때, 이용될 시계열자료에 대해 검정을 수행하는데, 우리나라의 경우 그 관측연한이 짧아서 검정결과를 전적으로 신뢰하기가 힘들다. 본 연구에서는 우리나라 강우 관측소 자료 중 그 관측연한이 비교적 긴 30년 이상의 자료를 보유하고 있는 61개 지점(Fig. 1)의 시장우 자료를 임



Fig. 1. Location of sample stations

의시간 지속시간 자료계열을 구축하였고, 24시간 지속시간 연최대 강우량 자료에 대해 경향성 검정을 실시하였다. 거창 등 10개 지점의 강우자료가 경향성을 나타내는 것을 확인하였고(Table 1), 경향성을 가지지 않는 51개 지점을 본 연구의 대상

지점으로 선정하였다(Table 2).

경향성 검정은 Mann-Kendall Test, Hotelling-Pabst Test, Spearman's Rho Test를 수행하였고, 신뢰수준은 95%로 검정하였다.

Table 1. Result of trend tests for stations with significant trend

Station \ Test	Mann-Kendall		Hotelling-Pabst		Spearman's Rho		Result of test
	statistic	critical value	statistic	critical value	statistic	critical value	
거창	2.860	±1.96	-2.967	±1.96	3.380	±2.03	Trend
구미	3.637	±1.96	-3.516	±1.96	4.309	±2.03	Trend
대전	1.841	±1.96	-2.067	±1.96	2.163	±2.02	Trend
문경	2.833	±1.96	-2.737	±1.96	3.043	±2.03	Trend
서귀포	2.471	±1.96	-2.639	±1.96	2.828	±2.03	Trend
안동	2.629	±1.96	-2.479	±1.96	2.691	±2.02	Trend
울릉도	2.169	±1.96	-2.017	±1.96	2.088	±2.02	Trend
인제	1.866	±1.96	-1.983	±1.96	2.074	±2.03	Trend
제천	2.588	±1.96	-2.622	±1.96	2.882	±2.03	Trend
추풍령	1.964	±1.96	-1.975	±1.96	2.041	±2.03	Trend

Table 2. Result of trend tests for stations with insignificant trend

Station \ Test	Mann-Kendall		Hotelling-Pabst		Spearman's Rho		Result of test
	statistic	critical value	statistic	critical value	statistic	critical value	
강릉	1.547	±1.96	-1.469	±1.96	1.488	±2.02	No trend
천안	-0.095	±1.96	0.227	±1.96	0.224	±2.03	No trend
거제	0.014	±1.96	0.098	±1.96	0.096	±2.02	No trend
고흥	0.531	±1.96	-0.582	±1.96	0.576	±2.02	No trend
광주	1.191	±1.96	-1.144	±1.96	1.148	±2.02	No trend
군산	1.359	±1.96	-1.415	±1.96	1.433	±2.03	No trend
금산	0.381	±1.96	-0.674	±1.96	0.669	±2.04	No trend
남원	0.749	±1.96	-0.859	±1.96	0.856	±2.03	No trend
남해	0.736	±1.96	-0.642	±1.96	0.636	±2.03	No trend
대관령	1.007	±1.96	-1.050	±1.96	1.051	±2.03	No trend
대구	1.040	±1.96	-0.999	±1.96	0.999	±2.03	No trend
목포	0.987	±1.96	-1.077	±1.96	1.079	±2.03	No trend
밀양	-0.613	±1.96	0.516	±1.96	-0.511	±2.02	No trend
보령	0.599	±1.96	-0.682	±1.96	0.676	±2.02	No trend
보은	0.654	±1.96	-0.826	±1.96	0.822	±2.03	No trend
부산	-0.471	±1.96	0.554	±1.96	-0.550	±2.03	No trend
부안	0.041	±1.96	-0.113	±1.96	0.111	±2.02	No trend

Table 2. Result of trend tests for stations with insignificant trend (Continued)

Station \ Test	Mann-Kendall		Hotelling-Pabst		Spearman's Rho		Result of test
	statistic	critical value	statistic	critical value	statistic	critical value	
부여	1.594	±1.96	-1.776	±1.96	1.835	±2.02	No trend
산청	1.389	±1.96	-1.333	±1.96	1.349	±2.03	No trend
서산	0.955	±1.96	-0.922	±1.96	0.921	±2.02	No trend
서울	1.040	±1.96	-0.984	±1.96	0.984	±2.02	No trend
속초	0.461	±1.96	-0.374	±1.96	0.370	±2.03	No trend
수원	0.548	±1.96	-0.616	±1.96	0.611	±2.03	No trend
순천	1.171	±1.96	-1.335	±1.96	1.350	±2.02	No trend
양평	1.240	±1.96	-1.273	±1.96	1.285	±2.03	No trend
여수	-0.018	±1.96	0.147	±1.96	-0.145	±2.02	No trend
영덕	1.539	±1.96	-1.657	±1.96	1.701	±2.02	No trend
영주	1.675	±1.96	-1.817	±1.96	1.881	±2.03	No trend
영천	0.613	±1.96	-0.670	±1.96	0.665	±2.03	No trend
완도	-0.041	±1.96	-0.087	±1.96	0.086	±2.02	No trend
울산	-0.187	±1.96	0.336	±1.96	-0.332	±2.03	No trend
울진	1.583	±1.96	-1.755	±1.96	1.810	±2.03	No trend
원주	0.736	±1.96	-0.756	±1.96	0.751	±2.02	No trend
의성	1.131	±1.96	-1.095	±1.96	1.098	±2.02	No trend
이천	0.913	±1.96	-0.956	±1.96	0.955	±2.03	No trend
인천	1.129	±1.96	-1.175	±1.96	1.180	±2.02	No trend
부안	1.744	±1.96	-1.714	±1.96	1.765	±2.02	No trend
장흥	0.109	±1.96	-0.040	±1.96	0.040	±2.03	No trend
전주	0.720	±1.96	-0.816	±1.96	0.813	±2.02	No trend
정읍	0.572	±1.96	-0.520	±1.96	0.515	±2.02	No trend
제주	1.618	±1.96	-1.702	±1.96	1.739	±2.03	No trend
진주	0.478	±1.96	-0.456	±1.96	0.451	±2.03	No trend
천안	1.212	±1.96	-1.247	±1.96	1.258	±2.02	No trend
청주	1.799	±1.96	-1.851	±1.96	1.910	±2.02	No trend
춘천	0.649	±1.96	-0.680	±1.96	0.676	±2.03	No trend
충주	1.716	±1.96	-1.688	±1.96	1.736	±2.03	No trend
통영	-0.416	±1.96	0.517	±1.96	-0.512	±2.03	No trend
포항	1.298	±1.96	-1.420	±1.96	1.436	±2.03	No trend
합천	1.498	±1.96	-1.630	±1.96	1.671	±2.03	No trend
해남	0.409	±1.96	-0.453	±1.96	0.448	±2.03	No trend
홍천	1.893	±1.96	-1.853	±1.96	1.923	±2.03	No trend

#### 4. 추세성분을 이용한 시계열 예측

시계열 자료를 분석하는 목적은 과거에서 현재에 걸친 자료에 대한 성격을 보다 자세히 이해하고 그 이해를 바탕으로 미래에 대해 합리적으로 예측하기 위함이다. 시계열이 과거에서부터 오랜 기간 동안의 추세나 지속적인 양상을 나타낸다면, 미래에도 그것이 계속될 것이라고 예상할 수 있다. 이러한 추론을 바탕으로 미래에 대해 시계열을 예측하여, 특성을 분석하기 위해 모형을 설정하여, 미래에 대해 예측, 분석하게 된다. 시계열을 예측하는 방법에는 추세가 없이 예측하는 방법, 추세를 고려한 방법, 계절 변동 및 순환 변동에 의한 방법, 정상 시계열 모형을 이용한 예측 방법 등이 있다(김연형, 1994).

시간이 경과함에 따라 시계열의 통계적 특성이 변하는 시계열을 비정상적 시계열이라고 한다. 추세(trend)는 다음과 같은 시계열 상의 특징을 보인다. 첫째로 관측값의 변동과 무작위 성분을 포함한 장기적인 변동이다. 두 번째는 시계열이 증가 경향이든 감소 경향이든 단지 한 방향으로 움직이는 것을 뜻한다. 시계열의 변동 특성은 다음과 같이 정의할 수 있다.  $y_t$ 의 기댓값이 시간이 경과함에 따라 변한다면,  $y_1, y_2, \dots$ 의 시계열은 추세를 갖는다고 할 수 있다.

$$E(y_t) = f(\beta_0, \beta_1, \dots; t), \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (7)$$

여기서  $f(\beta_0, \beta_1, \dots)$ 은 시간이 경과함에 따라 증가하거나 혹은 감소하는 함수이다. 일반적으로 추세가 있는 시계열에 대한 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = T_t + \epsilon_t \quad (8)$$

여기서  $y_t$ 는 시간  $t$ 에서의 관측치,  $T_t$ 는 시간  $t$ 에서의 기댓값 즉 추세성분  $f(\beta_0, \beta_1, \dots)$ 를 뜻하며,  $\epsilon_t$ 는 추세의 주변에 있는 불규칙 변동으로 표시되는 확률변수이다. 여기서  $f(\beta_0, \beta_1, \dots)$ 은 추세경

향을 나타내는 증가 혹은 감소하는 함수이다. 이 모형은 확률적인 거동( $\epsilon_t$ )에 의한 추세로부터 변동을 갖는 꾸준히 증가 혹은 감소 경향을 나타내는 계열을 나타낸다. 또한 일반적으로  $\epsilon_t$ 는  $E(\epsilon_t) = 0$ 인 정상계열이라고 가정한다.

##### 4.1 선형회귀모형을 이용한 시계열 예측

시간의 경과에 따라 시계열의 평균이 선형으로 증가 혹은 감소한다고 가정하면, 시계열은 위에서 언급한 추세성분과 무작위 성분을 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i \quad (9)$$

추세성분은 단순 선형 회귀 모형(simple linear regression model)으로 구할 수 있으며, 선형회귀모형은 쌍체 데이터를 갖는 자료계열을 분석할 시 종속 변수의 기댓값을 설명 변수들의 선형 결합으로 모형화하는 기법이다. 단순 선형 회귀 모형은 두 개의 변수, 즉 종속변수(dependent variable)와 설명변수(explanatory variable)의 관계식으로 정의된다. 식 (9)에서  $y_i$ 는 종속변수이고,  $x_i$ 는 설명변수이다. 본 연구에서의 설명변수는 관측연도이고, 종속변수는 지속 시간 24시간 연최대치 강우량이다.  $\beta_0$ 는 절편(intercept),  $\beta_1$ 는 기울기(slope),  $\epsilon_i$ 는 오차항이다. 오차항  $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$ 은 분산  $\sigma^2$ 에 대하여  $N(0, \sigma^2)$  분포로부터 생성된 오차이다. 본 연구에서는 보유하고 있는 강우자료의 추세선을 이용해 계산된 잔차(residual)들이  $N(0, \sigma^2)$  분포를 따르게 된다. 두 변수의 관계식을 정의하는  $\beta_0$ 와  $\beta_1$ 는 직선을 데이터에 적합(fitting)하여 산정하게 된다.  $\beta_1$ 와  $\beta_0$ 의 최소제곱 추정치는 각각 다음과 같이 계산된다.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{n \sum_{t=1}^n t y_t - (\sum_{t=1}^n t) (\sum_{t=1}^n y_t)}{n \sum_{t=1}^n t^2 - (\sum_{t=1}^n t)^2} \quad (10a)$$

$$\widehat{\beta}_0 = \frac{\sum_{t=1}^n y_t}{n} - \widehat{\beta}_1 \left( \frac{\sum_{t=1}^n t}{n} \right) \quad (10b)$$

여기서  $y_1, y_2, \dots, y_n$  은  $n$ 개의 관측값이다.

#### 4.2 시계열 모의

본 연구는 추세성분을 유지하면서 자료의 개수를 늘리기 위해 다음과 같은 과정을 통해 강우시계열에 대한 모의를 실시하였다. 먼저 강우 시계열에서 추세성분을 제거한 후 남은 잔차의 분포형

으로부터 생성한 자료를 추가하고 다시 제거했던 추세성분을 병합하여 시계열을 예측하였다. Fig. 2와 3은 각 각 회귀모형을 이용해 모의한 천안 지점과 부안 지점의 연최대치 시계열이다. 천안 지점과 부안 지점 모두 1973년부터 2008년까지의 자료를 이용하였다. 36개년까지는 관측자료를 그대로 사용하고 그 이후부터는 모의된 자료계열이다. 자료는 모든 대상지점에 50개를 추가하였다. 천안 지점과 부안 지점의 경우는 현재 구축된 자료 연한이 36개이고, 추가된 자료가 50개이므로, 최종적으로 모의된 시계열은 총 86개의 자료로 이루어져 있다.

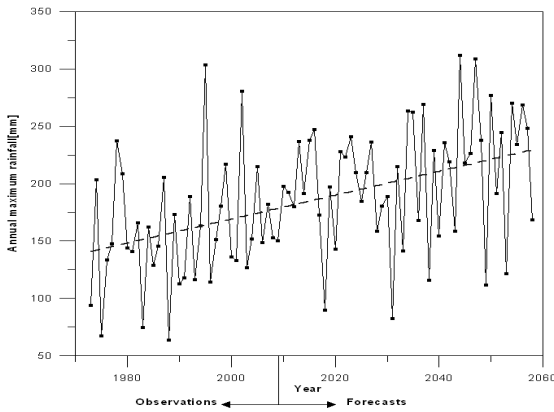


Fig. 2. Forecasted time series using regression model at Cheonan

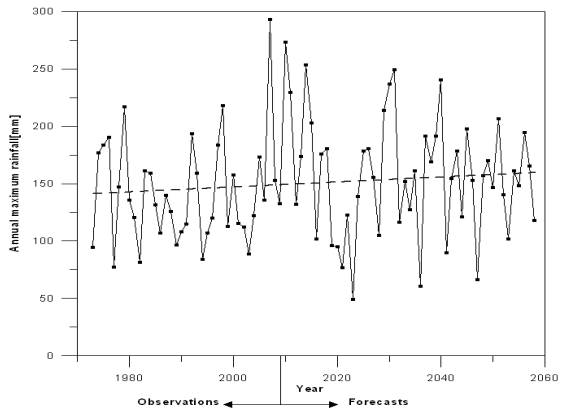


Fig. 3. Forecasted time series using regression model at Buan

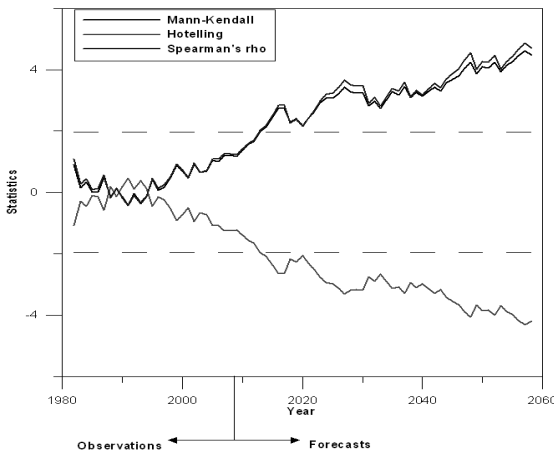


Fig. 4. Trend tests for forecast time series of Cheonan

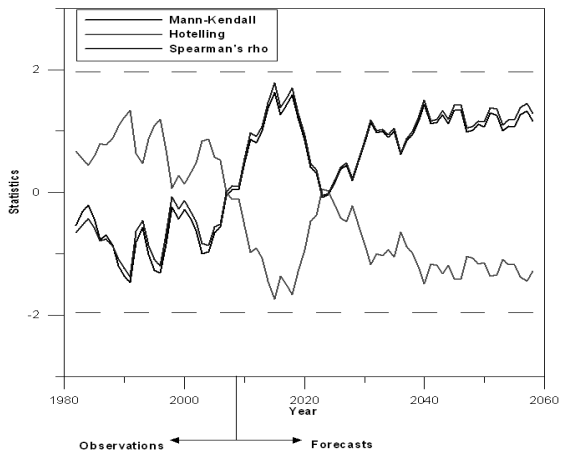


Fig. 5. Trend tests for forecast time series of Buan



### 4.3 모의된 시계열에 대한 경향성 분석

Fig. 4는 회귀모형을 이용해 예측한 천안 지점의 시계열에 대한 경향성 분석 결과이다. 회귀모형을 이용해 예측된 86개의 자료를 첫 10개의 계열로부터 한 개씩 추가시키면서 누적된 자료에 대해 경향성 분석을 반복 시행한 결과를 도시한 것이다. 천안 지점의 경우, 현재 구축된 자료개수가 36개인데, 자료계열이 10개가 축적될 때까지는 경향성 검정 통계치가 진동을 하다가 그 이후로는 뚜렷하게 경향성을 나타내는 것을 확인할 수 있다.

Fig. 5는 회귀모형을 이용해 예측한 부안 지점의 시계열에 대한 경향성 분석 결과이다. 부안 지점은 현재 구축된 자료개수는 36개로 천안 지점의 자료개수와 같지만, 천안 지점이 일정 자료개수가 축적된 후부터 검정 통계치가 신뢰수준을 벗어나 뚜렷한 경향성을 보인 반면, 부안 지점은 자료가 계속해서 추가되어도 예측 시계열 내에 유의한 통계적 경향성을 확인할 수 없었다.

## 6. 결과 분석 및 토의

기상청 보유 연 최대치 자료계열 중 그 관측연한이 30년 이상인 지점 61개 자료에 대해 경향성 분석을 실시하였다. 그 결과 전체 관측소 70개의 14.2%에 해당하는 10개 지점의 강우자료계열이 경향성이 나타남을 확인할 수 있었다. 경향성이 나타나는 거창 등 10개 지점을 뺀 나머지 51개 지점의 강우자료에 대해 향후 경향성 변동 여부를 판단하고자 하였다. 51개 강우 관측소의 강우자료가 지나는 현재까지의 강우 증가 패턴을 반영하기 위해 회귀모형을 이용하여 자료를 예측하여, 강우 자료계열을 모의하였다. 강우 시계열에서 추세성분을 제거한 후 잔차분석을 통해 잔차의 분포형으로부터 자료를 모의하였으며, 현재 구축된 자료에 50개의 자료를 더 추가한 후 다시 추세성분을 병합하였다. Fig. 4와 5에 보여지는 것처럼 지점마다

Table 3. The point of time which trend is significant at each station

구분 관측소	경향성이 나타나는 시점(년)	관측소	경향성이 나타나는 시점(년)
강릉	2010	영덕	2016
천안	2048	영주	2015
거제	no trend	영천	2070
고흥	2055	완도	no trend
광주	2030	울산	no trend
군산	2034	울진	2014
금산	2032	원주	2077
남원	2038	의성	2021
남해	2031	이천	2030
대관령	2019	인천	2031
대구	2018	부안	2014
목포	2056	장흥	no trend
밀양	no trend	전주	2036
보령	2024	정읍	2047
보은	2019	제주	2013
부산	no trend	진주	no trend
부안	no trend	천안	2015
부여	2025	청주	2011
산청	2025	춘천	no trend
서산	2025	충주	2020
서울	2013	통영	no trend
속초	2039	포항	2018
수원	no trend	합천	2027
순천	2012	해남	no trend
양평	2019	홍천	2013
여수	no trend		

다 향후 경향성이 나타나는 양상이 다르긴 하였지만, 향후 경향성이 뚜렷이 나타났다. Table 3은 대상 지점의 향후 경향성 예측 결과를 보여주고 있다. Table 3의 두 번째, 네 번째 열은 현재 자료계열에 새로운 자료계열을 추가한 시계열에 대하여 향후 경향성이 나타나는 시점을 연도별로 보여주고 있다. 경향성이 나타나는 연도가 명시된 관측소들은 모두 양의 패턴을 보여주는 관측소이며, 편의상 음의 경향성을 나타내거나 경향성이 향후에 나타나지 않는 관측소는 모두 'no trend'로 표기하였다. 유의수준은 5%로 검정하였다.

강우자료모의를 실시한 51개 지점 중 향후 10

년 이내에 즉 2018년 이전에 경향성이 나타날 것으로 판단된 관측소는 13개였으며, 향후 20년 이내, 즉 2028년 이전에 경향성이 나타날 것으로 예측된 관측소는 23개였다. 관측소별 강우 시계열의 추세가 현재 수준을 유지한 채 자료계열이 늘어나면, 10년 후에는 전체 강우 관측소 70개 중 33%에 해당하는 관측소가 경향성을 나타내게 되며, 20년 후에는 전체 관측소의 절반 수준에 이르는 46%에 해당하는 관측소가 경향성을 나타내게 될 것으로 전망되었다. 이는 빈도해석에 사용되는 표본에 대한 정상성 가정은 향후 자료개수가 늘어나면, 더 이상 유의하지 않을 수 있으며, 빈도해석에 사용되는 표본이 전체 모집단의 통계적인 특성을 명확하게 대표하지 못하게 됨을 의미한다. 결과적으로 빈도해석을 통해 산정된 확률강우량의 재현기간이 미래에는 현재의 재현기간보다 낮아질 수 있다.

현재 경향성이 나타나는 10개 지점을 제외한 51개 지점은 현재까지 구축된 자료계열로는 경향성이 나타나지 않는다. 하지만 해를 거듭할수록 이상수문사상으로 인한 피해가 세계 곳곳에서 증가하는 상황이며, 우리나라 역시 매해 그 피해를 늘고 있다. IPCC(2007)에 따르면 해수면 온도와 CO<sub>2</sub> 농도는 현재 경향성이 뚜렷하게 나타나고 있으며, 이는 곧 강우의 증가경향으로 나타날 것이라 판단할 수 있다. 현재 10개 지점만이 경향성이 나타나는 것으로 해석되고 있지만, 다른 지점 역시 본 연구의 결과처럼 향후 경향성이 나타날 가능성이 농후하다고 판단되어진다.

## 7. 결 론

본 연구에서는 관측연한이 30년 이상인 61개 지점의 24시간 지속시간 연최대치 자료 중 현재 경향성이 나타나는 10개 지점을 뺀 나머지 51개 지점을 대상으로, 잔차분석과 회귀모형을 모형에 이용하여 자료개수를 늘린 후, 향후 경향성 여부를 Mann-Kendall Test, Hotelling-Pabst Test,

Spearman's Rho Test를 수행하여 분석하였다. 이를 통해서 얻은 결론은 다음과 같다.

1. 추세를 고려한 시계열 예측을 위해 회귀모형을 이용하여 기존의 자료계열에 50개의 자료를 새로 예측하여 시계열을 구축하였다. 이에 대해 경향성 분석을 실시한 결과, 대상 지점 51개 중 13개 지점에서 현재로부터 향후 10년 내에 경향성이 나타남을 확인할 수 있었고, 23개 지점은 앞으로 20년 이내에 경향성이 나타남을 확인할 수 있었다.
2. 연최대치 강우 시계열의 특성을 이용하여 모의한 시계열에 대해 경향성 분석을 실시한 결과, 현재의 강우 증가 패턴이 계속 유지된다면 20년 이내에 우리나라 전체 강우 관측소 70개 중 46%에 해당하는 관측소에서 경향성이 나타날 것으로 판단된다. 이는 현재 강우 시계열이 정상 시계열이라고 판단하고 산정한 확률강우량이 미래에 비정상성을 나타내게 될 시계열에 대해 유의한 해석을 하지 못하고 있음을 의미한다.
3. 현재 수문빈도해석 과정에서 실시하는 경향성 검정은 현재 구축된 자료만을 가지고 수행되어지기 때문에 향후 경향성에 대한 분석이 이루어지지 않아, 미래에 발생 가능한 수문사상에 대한 고려를 하지 못한다. 따라서 본 연구의 결과처럼 강우 시계열의 향후 경향성에 대한 분석도 빈도해석시 고려되어야 하며, 그 결과에 따라 향후 경향성이 나타날 것으로 예상되는 자료에 대해서는 강우의 증가 패턴을 고려한 비정상성 확률강우량 산정방법의 사용이 요구된다.
4. 본 연구에서는 관측소에 따라 최저 34년, 최고 46년간의 강우 시계열을 이용하였다. 과거의 시계열 자료를 바탕으로 모형을 이용해 시계열을 예측함에 있어서, 일정기간 동안의 주어진 시계열 자료가 표본 추출의 결과라고 판단할 수는 없으며, 그 자료가 속한

모집단의 특성을 통계적으로 추정하는데는 문제가 있을 수 있다.

## 감사의 글

이 논문은 2010년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(No. 2010-0015578)입니다.

## 참고 문헌

권영문, 박진원, 김태웅(2009). "강우량의 증가 경향성을 고려한 목표연도 확률강우량 산정", 대한토목학회논문집, 대한토목학회, 제29권, 2B호, pp. 131-139.

권태영, 오성남, 박상욱(1998). "한반도 여름 강우의 장기변동과 지역적 특성" 한국기상학회지, Vol. 34, pp. 20-30.

김연형(1994). 시계열분석, 자유 아카데미. pp.3-36, 283-356.

오제승, 김형수, 서병하(2006). "수문 및 기후 자료에 대한 선형 경향성 및 평균이동 분석", 대한토목학회 논문집, 대한토목학회, 제26권, 4B호, pp. 355-362.

이상복, 김경덕, 허준행(2004). "강수자료에 대한 변동성 및 경향성 해석", 한국수자원학회 학술발표회 논문집, 한국수자원학회, pp. 696-700.

임은순, 권원태, 배덕효(2006). "수자원 영향평가에 활용 가능한 지역기후변화 시나리오 연구", 한국수자원학회 논문집, 한국수자원학회, 제39권, 12호, pp. 1043-1056.

정종호, 윤용남(2006). 수자원 설계 실무, 구미서관, pp. 49-51.

차은정, 최영진(2000). "한반도 여름철 집중호우의 시간·공간 변동 특성", 한국수자원학회지, 한국수자원학회, 제33권, 4호, pp. 47-56.

Beighley, R. E. and Moglen, G. E. (2002). "Trend assessment in rainfall-runoff behavior in urbanizing watersheds", *Journal*

*of Hydrologic Engineering*, Vol. 7, No. 1, pp. 27-34.

Caruso, J. C. and Cliff, N. (1997). "Empirical size, coverage, and power of confidence intervals for Spearman's Rho", *Educational and Psychological Measurement*, Vol. 57, No. 4, pp. 637-654.

He, Y, Bárdossy, A. and Brommundt, J. (2006). "Non-stationary flood frequency analysis in southern germany", *The 7th International Conference on HydroScience and Engineering*, Philadelphia.

IPCC, (2007). Climate Change 2007 : Synthesis Report, pp. 31.

Kalra, A., Piechota, T. C., Davies, R. and Tootle G. A. (2008). "Changes in U.S. streamflow and western U.S. snowpack", *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 13, Issue 3, pp. 156-160.

Leclerc, M. and Ouarda, T. B. B. J. (2007). "Non-stationary regional flood frequency analysis at ungauged site", *Journal of Hydrology*, Vol. 343, Issues 3-4, pp. 254-265.

Mearns, L. O., Schneider, S. H., Thompson, S. L. and McDaniel, L. R. (1990). "Analysis of climate variability in general circulation models : Comparison with observation and changes in variability 2XCO<sub>2</sub> experiments", *Journal of Climate*, Vol. 4, pp. 425-435.

Rohrer, C. A. and Hughes C. L. (2006). "Flow trend analysis in the rouge river watershed and the effect of temporal resolution on trend detection", *World Environmental and Water Resources Congress 2006*, Omaha, Nebraska.

○논문접수일 : 10년 01월 04일  
 ○심사의뢰일 : 10년 01월 06일  
 ○심사완료일 : 10년 03월 08일