누적평균과 이동평균을 이용한 비정상성 빈도 해석결과 비교

A Comparison of Nonstationary Frequency Analysis Using Successive Average and Moving Average Method

권현한* · 소병진** · 윤필용*** · 김태웅**** · 황석환*****

Kwon, Hyun Han · So, Byung Jin · Yoon, Phil Yong · Kim, Tae Woong · Hwang, Seok Hwan

Abstract

This study employed a nonstationary frequency analysis to consider a trend with successive average and moving average method that are used to derive a relationship between mean of annual maximum rainfall(MAMR) and Gumbel parameters. The Mann-Kendall test is applied to determine the changing trend of the successive and moving average method based MAMR for 62 weather stations. Mann-Kendall test of trend shows an increasing and decreasing trend ($p\text{-value} < 0.1$) of MAMR for Gwangju and Miryang station, while no significant trend is observed for Goheung station, and these three stations were used to assess performance of the proposed model. This study confirmed variability of design rainfalls according to the identified trends for all the cases. The successive average method was overall insensitive to short-term variability because of accumulating the MAMR. The moving average method showed better performance in terms of recognizing short-term variability. There are advantages to have more strong relationship between MAMR and Gumbel parameters compared to the successive average method based MAMR. On the other hand, the moving average method is more or less sensitive to the extremes so that the estimated results can be unreliable for limited-size data sets. This study finally evaluated changes in 100-year design rainfall for the year 2030. The design rainfalls based on the successive average and the moving average method are expected to increase by about 8% and 18% across Korea, respectively.

Key words : Non-stationary, frequency analysis, trend, design rainfall projection

요 지

본 연구에서는 경향성을 고려한 비정상성 빈도해석을 수행하였으며 연최대강수량과 Gumbel 분포 매개변수의 관계를 유도하는데 있어서 누적 평균과 이동 평균 방법을 이용하였다. 자료의 경향성을 평가하기 위해서 62개 기상관측소에 24시간 지속시간 누적 평균 강수량과 이동 평균 강수량에 대해서 Mann-Kendall 검정을 실시하였다. 경향성 검정결과 10% 유의수준에 대하여 통계적으로 유의한 증가경향을 보이는 광주지점과 유의한 감소경향을 보이는 밀양지점, 경향성이 존재하지 않는 고흥지점에 대하여 본 연구방법을 적용하였다. 모든 경우에 있어서 주어진 경향성분에 준하는 확률강수량의 변동성을 확인할 수 있었다. 전체적으로 누적 평균을 이용한 방법은 자료가 계속 누적되면서 통계량이 추정되므로 단기간에 나타나는 경향성분의 변동성에 민감하지 않은 특징을 보여주었다. 반면 이동 평균 방법은 단기간에 나타나는 경향성분의 변동성을 효과적으로 인지할 수 있었으며 누적 평균 방법에 비해서 Gumbel 분포의 매개변수와 더 큰 상관성을 확보할 수 있는 장점을 발견할 수 있었다. 반면 상대적으로 극치값에 민감한 특징이 있기 때문에 짧은 자료 연한을 갖는 자료에 대해서 적용 시 주의가 필요할 것으로 판단된다. 누적 평균 방법에 경우 100년 빈도 기준으로 2030년도에 전국적으로 8%증가가 전망되며 이동 평균 방법의 경우 전국적으로 2030년도 기준으로 18% 증가가 전망된다.

핵심용어 : 비정상성, 빈도해석, 경향성, 확률강수량 전망

1. 서 론

수공구조물의 설계 기준이 되는 확률강수량을 산정할 때는 특정지역의 현재까지 구축된 강우자료를 바탕으로 산정을 하

게 되는데, 강우 시계열이 장기간 동안 통계 특성치들이 변하지 않고 일정하다는 정상성(stationary)의 가정을 기본으로 수행되어진다(Zhang 등, 2008). 정상성 확률강수량 산정방법은 현재 구축된 자료만을 가지고 확률강수량을 산정하므로

*정 회원 · 전북대학교 토목공학과 조교수(E-mail : hkwon@jbnu.ac.kr)

**전북대학교 토목공학과 석사과정

***한양대학교 건설환경공학과 석사과정

****정 회원 · 한양대학교 건설환경공학과 조교수(교신저자)

*****한국건설기술연구원 수자원환경본부 수석연구원

현재 진행되고 있는 강우의 증가 경향을 반영하지 못한다. 정상성은 경향성 분석을 통하여 특정 시계열이 경향성이 없을 때, 정상성 시계열이라고 표현하지만 강우 시계열에 대한 경향성 분석을 실시하면 대부분의 강우 시계열이 정상성을 가지지는 않으며, 지구온난화로 인한 기후조건에 대한 대기 순환 모의 결과 일반적인 강수 강도의 증가를 예측하였다 (Mearns 등, 1990). 이러한 변화 속에서 정상성 가정으로 산정된 확률강우량은 미래에 발생 가능한 극한수문사상의 발생 확률이 반영되지 못하는 문제점을 내포하고 있으며, Khaliq 등(2006), Milly 등(2008)은 기후변화나 유역개발에 따른 유출량의 증가 등의 이유로 정상성 가정은 항상 유의하지 않다는 연구 결과가 있었다.

이러한 점에서 비정상성(nonstationary)에 관한 많은 연구가 진행되어지고 있다. 기상학적 변동성을 고려할 수 있는 비정상성 빈도해석 기법에 대한 연구가 진행되어 오고 있으며(권영문 등, 2009; 권현환과 김병식, 2009; Katz 등, 2002; Kwon 등, 2008, 2009), Strupczewski 등(2001)은 홍수빈도해석과 관련하여 수문학적 관점의 비정상성을 다루고 있는데 연최대 홍수량의 평균과 분산에 추세가 있는 경우, 이를 분석하기 위한 2변수 분포(log normal, Gumbel, 2변수 Pearson)와 3변수 분포인 Pearson type 분포의 매개변수를 시간에 따라 변하는 변수로 정의하고, 최우도법을 이용하여 매개변수를 추정하는 기법을 제안하였다. Stedinger 와 Crainiceanu (2001)는 비정상성을 고려한 연최대 홍수량의 추정을 위해 홍수량 평균의 선형 추세를 고려한 2변수 Lognormal 분포와 Lognormal ARMA 모형을 제안하였다.

Burn과 Elnur (2002)는 bootstrap 기법을 이용한 지점 군 집화를 위해 수문학적 경향성의 유의수준을 검토할 수 있는 방법론을 제시하였으며, Cox 등(2002)은 Peak-Over-Threshold (POT) 기법과 경험적 Bayesian 분석 기법의 효율성과 관련하여 이론적 평가를 수행하였다. Katz 등(2002)은 확률분포형의 매개변수 추정법인 최우도법과 확률가중모멘트법을 비교하고, 방법론적 개발법을 소개했으며, 수문 자료의 극값 변화량에 대한 분석을 실시하였다. Elsner 등(2004)은 Markov Chain Monte Carlo 기법을 이용한 허리케인 발생율의 변화에 대한 연구를 수행했다. Li 등(2004)은 Southwest Western Australia (SWWA)의 5개 지점에 대한 일 극치 강수량을 분석하였으며, 일 극치 강수 계열을 모의하는 방법을 제안하였다. Khaliq 등(2006)은 회귀식을 이용한 비정상성 강우분석 기법을 소개했으며, He 등(2006)은 독일 남부에 위치한 10개 지점을 대상으로 bootstrap 기법을 적용하고, Gumbel과 Log Pearson type 분포함수를 적용하여 확률홍수량을 계산하였다. Renard 등(2006)은 POT 자료에 Exponential, Generalized Pareto, Gumbel, GEV 분포함수를 적용하고, Bayesian 기법을 이용하여 비정상 극치사상의 통계 분석을 실시하였다. Adlouni 등(2007)은 예측인자를 포함하는 매개변수 추정법인 Generalized Maximum Likelihood(GML) 기법을 개발하였으며, 최우도법과 GML 기법을 적용하여 캘리포니아 Randsburg의 확률강수량을 비교하였다. Leclerc와 Ouarda (2007)은 홍수빈도해석을 위한 GEV 분포의 매개변수들을 시간의 함수로 추정하

는 비정상성 모델을 제안하였다. Ouarda와 Adlouni (2008)은 GEV 분포와 Generalized Pareto 분포를 적용하고, 최우도법으로 매개변수를 추정했으며, 베타분포를 사전분포로 하는 Bayesian 방법론을 제시하였다. 이창환 등(2010)은 비정상성 강우 빈도해석 기법에 의한 확률강우량 평가를 통해 초기누적연도와 매개변수 추정 방법을 변화시켜가며 영주, 문경, 거창, 서산을 대상으로 적용성을 분석하였다.

그러나 대부분의 연구가 비정상성을 인지하고 기존 확률강수량을 비교하는 연구에 국한되어 진행되어 왔으며 실제 비정상성빈도해석의 목적인 미래강수량 전망에 대한 연구는 미비한 실정이다. 이러한 점에서 본 연구에서는 미래 강수량을 전망하기 위한 방법론을 검토하고 국내 강수지점에 적용하는데 기본적인 목적이 있다. 미래 강수량을 전망하는데 있어서 경향성을 고려하기 위해서 누적 평균과 이동 평균 방법 등 2가지 방법을 이용하여 추출한 강우 시계열자료를 사용하여 비정상성 빈도해석을 실시하였다. 본 논문의 2장에서는 본 논문에서 사용된 이론 및 빈도해석 방법을 설명하였으며, 3장은 경향성 및 비정상성 빈도해석 결과를 나타내며, 4장에는 본 논문에서 적용한 비정상성 빈도해석 방법을 평가하였다.

2. 분석자료 및 분석방법

본 연구에서는 기상청 관할의 81개 관측소의 강수량 자료 중 21년 이상의 자료를 보유한 68개 관측소의 자료를 이용하여 경향성을 평가하였으며, 자료 보유년수가 30년 이하인 철원, 동해, 창원, 고산, 제주, 장수, 봉화의 6개 지점을 제외한 62개 지점에 대한 비정상성 빈도해석을 실시하였다. 경향성 평가방법으로 Mann-Kendall Test를 실시하였으며 장 단기 경향성을 평가하기 위해서 전 자료를 활용한 경향성분석과 20년씩 자료를 이동하면서 추정된 평균 및 분산에 대해서 경향성을 평가하였다. 경향성이 존재하는 일부 지점에 대해서 비정상성 빈도해석을 수행하기 위하여 Gumbel 분포를 활용하였으며 대상 지속시간은 24시간 연 최대 강수량을 대상으로 하였다. 본 절에서는 Mann-Kendall 분석 및 비정상성 빈도해석 방법론에 대해서 간략히 정리하였으며 비정상성 빈도해석 절차는 양평지점을 대상으로 예를 들어 설명하였다.

2.1 Mann-Kendall Test

시계열의 경향성을 검정하는 비매개변수적 통계방법인 Mann-Kendall Test 방법은 Data가 특정한 확률 분포형에 종속되지 않아도 사용할 수 있으므로 경향성 검정에 대표적으로 이용되어 진다. Mann-Kendall Test 과정은 다음과 같다.

$X(t) (t=1,2,...,N)$ 로 표현되는 시계열 자료에 대하여 Mann-Kendall Test를 검토해 보면 다음과 같다. 특정한 t 에 대응하는 $X(t)$ 값과 $X(t') (t'=t+1, t+2,...,N)$ 값과의 부호 검정을 실시하여 $z(k)$ 값을 얻는다. $X(t)$ 와 $X(t')$ 와의 부호검정을 통한 $z(k)$ 값은 Eqs. (1)~(3)과 같다.

$$z(k) = 1 \text{ if } X(t) > X(t') \quad (1)$$

$$z(k) = 0 \text{ if } X(t) = X(t') \quad (2)$$

$$z(k) = -1 \text{ if } X(t) < X(t') \quad (3)$$

여기서 k 의 시행횟수는 $N(N-1)/2$ 와 같다. 모든 t 값에 대하여 $X(t)$ 와 $X(t')$ 에 대한 $z(k)$ 값을 구하면, Mann-Kendall 통계량 S 를 Eq. (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$S = \sum_{k=1}^{N(N-1)/2} z(k) \quad (4)$$

통계량 S 를 이용하여 검정통계량 u 와 분산 $V(S)$ 를 Eqs. (5)와 (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$u = \frac{S+m}{\sqrt{V(S)}} \quad (5)$$

$$V(S) = \frac{1}{18} [N(N-1)(2N+5)] \quad (6)$$

Eq. (5)에서 m 은 $S < 0$ 이면 1의 값을 $S > 0$ 이면 -1의 값을 갖는다.

2.2 Gumbel 분포와 최우도법

본 연구에서는 강우빈도해석 시에 실무에서 가장 많이 사용되는 분포이며, 극치값에 적합하며, 지점별 적합도 검정 결과 지배적인 Gumbel 분포를 이용하였다. 실제로 ‘한국 확률강우량도 작성’(건설교통부, 2000)에서 모든 관측소에 대하여 최적 확률분포형을 Gumbel 분포로 채택한 바 있다. Gumbel 분포의 확률밀도함수와 누적분포함수는 Eqs. (7)와 (8)과 같이 표시할 수 있다.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp \left[-\left(\frac{x-\beta}{\alpha} \right) - \exp \left(-\frac{x-\beta}{\alpha} \right) \right] \quad (7)$$

$$F(x) = \exp \left[-\exp \left(-\frac{x-\beta}{\alpha} \right) \right] \quad (8)$$

여기서 x 의 범위는 $-\infty < x < \infty$ 이며, α 는 축척매개변수(scale parameter), β 는 위치매개변수(location parameter)를 나타낸다. 매개변수 α , β 의 추정은 최우도법(maximum likelihood method)을 사용하였다. 최우도법은 표본자료들의 발생결합확률 또는 확률분포 모수의 함수로 정의되는 우도함수를 결정하고 이 우도함수를 최대화하는 모수를 최적치로 결정하는 방법이며 이상치가 있는 경우에도 왜곡특성을 크게 나타내지 않고 자료수가 충분하지 못한 경우에도 영향을 크게 받지 않는다. Eq. (9)는 자료의 수가 N 인 우도함수를 나타내며, Eq. (10)과 (11)은 α , β 의 추정식을 나타낸다.

$$L = \frac{1}{\alpha^N} \exp \left[-\sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i - \beta}{\alpha} \right) - \sum_{i=1}^N \exp \left(-\frac{x_i - \beta}{\alpha} \right) \right] \quad (9)$$

$$\sum_{i=1}^N x_i \exp \left(-\frac{x_i}{\alpha} \right) - \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i - \alpha \right) \sum_{i=1}^N \exp \left(-\frac{x_i}{\alpha} \right) = 0 \quad (10)$$

$$\hat{\beta} = \hat{\alpha} \log \left[\frac{N}{\sum_{i=1}^N \exp \left(-\frac{x_i}{\hat{\alpha}} \right)} \right] \quad (11)$$

여기서, Eq. (10)은 Newton 법을 사용하여 구할 수 있으며, Eq. (11)의 $\hat{\alpha}$ 는 Eq. (10)에서 구한 α 를 의미한다. 즉, Eq. (10)과 Eq. (11)의 결과인 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ 가 최우도법을 사용하여 추정된 Gumbel 분포의 축척매개변수와 위치매개변수를 나타낸다. 누적분포함수 Eq. (8)의 역함수는 Eq. (12)와 같으며, 이 식을 이용하여 특정 확률에 해당하는 x 값을 구할 수 있다. 누적확률 F 를 재현기간 T 에 대하여 치환하면 Eq. (13)와 같으며, Eq. (13)는 특정 재현기간에 따른 확률강수량을 추정할 수 있다.

$$x = \beta - \alpha \log(-\log F) \quad (12)$$

$$x_T = \beta + \alpha \log[-\log(1-1/T)] \quad (13)$$

2.3 누적 평균 자료와 이동 평균 자료를 이용한 비정상성 빈도해석 방법

본 연구의 목적은 24시간 연 최대강수량 자료를 바탕으로 직접적인 강우 패턴을 적용하여 미래 목표연도의 평균 최대강수량(mean maximum rainfall)을 추정하고 이를 이용하여 목표연도의 확률강수량을 추정하는데 있다. 이러한 점에서 경향성을 고려하는데 있어서 두 가지 절차를 고려하여 비교하였다.

첫 번째로, 누적 평균 자료를 이용한 방법은 지점별로 추출된 24시간 연 최대 강수량자료를 초기 20년을 기준으로 1년씩 누적하여 평균 M 과 Gumbel 분포의 매개변수 α , β 를 추정한다. 이를 수식으로 표현하기 위하여 자료의 길이가 N 인 x 라는 자료를 예로 들어 보자. 초기 20년을 시작으로 1년씩 누적시킨 자료를 y 라 하면, x 와 y 의 관계는 Eq. (14)와 같이 표시할 수 있다.

$$y_{i-19} \sim \text{gumbel}(x_1, x_2, \dots, x_i), i = 20, 21, \dots, N \quad (14)$$

Eq. (12)를 적용하여 구한 모든 y 에 대한 평균과 Gumbel 분포의 추정된 매개변수는 M_j , α_j , β_j 로 나타낼 수 있다. 여기서, $j = 1, 2, \dots, N-19$ 을 의미한다. Table 1은 자료기간이 40년(1971~2010)인 양평지점에 대하여 누적평균 방법을 적용한 연최대강수량 평균(MAMR, mean of annual maximum rainfall)과 최우도법으로 추정된 Gumbel 분포의 매개변수를 보여준다.

Table 1과 같이 총 자료의 길이가 40년인 양평지점의 누적 결과는 $N-19$ 인 21개의 연 최대강수량의 평균값과 Gumbel 분포의 매개변수들이 추정되어 짐을 확인할 수 있으며, Table 1의 값을 이용한 목표연도의 확률강수량 추정을 위한 매개변

Table 1. Mean of annual maximum rainfall and parameters associated with Gumbel distribution using successive average method at Yangpyeong station

No.	Data Period	MAMR (mm)	Location Parameter	Scale Parameter
1	1971~1990	151.83	117.47	54.55
2	1971~1991	150.45	117.08	52.79
3	1971~1992	151.29	118.50	52.51
4	1971~1993	150.52	118.58	51.18
5	1971~1994	148.00	116.53	49.88
6	1971~1995	152.28	119.48	52.55
7	1971~1996	150.30	118.11	51.12
8	1971~1997	150.96	119.22	50.89
9	1971~1998	158.69	123.12	56.22
10	1971~1999	160.62	125.00	57.02
11	1971~2000	158.31	123.09	55.89
12	1971~2001	159.09	124.25	55.80
13	1971~2002	164.18	127.29	59.18
14	1971~2003	164.65	128.22	58.84
15	1971~2004	163.84	128.04	57.74
16	1971~2005	166.83	130.26	59.49
17	1971~2006	170.98	132.91	62.14
18	1971~2007	169.35	131.74	60.97
19	1971~2008	170.25	132.89	61.04
20	1971~2009	172.13	134.56	61.92
21	1971~2010	173.19	135.78	62.14

수 결정 과정을 Fig. 1과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 빨간 직선은 변량간의 회귀직선을 표시한 것이다. Fig. 1의 첫 번째 시간-MAMR 그래프에서 빈도해석의 목표가 되는 년도에 해당하는 연 최대강수량의 평균값을 읽은 후, 위치 매개변수-MAMR, 축척 매개변수-MAMR 그래프에서 MAMR에 해당하는 위치 매개변수와 축척 매개변수를 읽으면 목표로 하는 년도의 Gumbel 분포의 매개변수 값이 도출된다. 도출된 매개변수를 Eq. (13)에 적용하면 특정 재현기간에 대한 확률강수량을 추정할 수 있다. Table 2는 누적 목표연도 2020년과 2030년에 대한 2, 3, 5, 10, 20, 30, 50, 70, 80, 100,

Fig 1. Parameter's estimation procedure with time-MAMR curve, location parameter-MAMR curve and scale-MAMR curve

200, 300, 500년의 재현기간에 대한 확률강수량을 나타낸다. 위의 방법은 자료가 계속 누적되면서 통계치들이 추정되므로 단기간에 나타나는 경향성분의 변동성에 민감하지 않은 장점을 가지고 있다.

Fig. 2는 양평지점의 MAMR과 Gumbel 매개변수와의 관계를 나타낸 그림으로서 MAMR과 Gumbel 매개변수와 선형적인 관계가 있음을 확인할 수 있다. Table 2는 양평지점을 대상으로 자료의 누적평균을 이용하는 첫 번째 방법을 적용한 비정상성 빈도해석 결과로서 경향성이 반영된 이유로 정상성 빈도해석 결과에 비해 큰 확률강수량으로 추정되고 있으며, 목표연도 2020년의 경우 전체 빈도에 대한 평균 관점에서 9%의 증가가 전망되며, 목표연도 2030년의 경우 12%의 확률강수량 증가가 전망된다.

두 번째 방법은 이동 평균을 이용하는 방법으로 지점별로

Fig. 2. Relationship between MAMR and parameters associated with Gumbel distribution at Yangpyeong station using successive average method

Table 2. Comparison of stationary frequency analysis and nonstationary frequency analysis using successive average method at Yangpyeong station

Return Period	2	3	5	10	20	30	50	70	80	100	200	300	500
Stationary	158.6	191.9	229.0	275.6	320.4	346.1	378.3	399.4	407.7	421.7	464.9	490.1	521.9
Non Stationary (2020)	169.7	206.7	247.8	299.5	349.1	377.6	413.2	436.6	445.9	461.3	509.2	537.2	572.4
Non Stationary (2030)	181.8	222.1	267.0	323.3	377.4	408.5	447.4	472.9	483.0	499.9	552.1	582.6	621.1

Fig. 3. Relationship between MAMR and parameters associated with Gumbel distribution at Yangpyeong station using moving average method

추출된 24시간 연 최대 강수량자료를 초기부터 20년 기간을 1년씩 이동하면서 연최대강수량 평균 MAMR과 Gumbel 분포의 매개변수 α , β 를 추정한다. 자료의 길이가 N 인 y_i 라는 자료를 예로 들면, Eq. (15)와 같은 식으로 표현되어지며, 여기서 $i = 1, 2, \dots, N-19$ 의 값을 갖는다. 예를 들어, 총 자료 연수가 50년이라면 20년씩 이동평균하면서 추정되는 총 31개의 연최대강수량 자료의 평균값, Gumbel 분포함수의 매개변수들이 추정되며 MAMR과 두 개의 매개변수들을 회귀분석하여 미래의 확률강우량 추정을 위한 Gumbel 분포의 매개변수들을 도출한다. 이는 과거자료를 1개년씩 버리고 새로운 1개년의 자료로 대체하면서 통계치들이 추정되므로 단기간에 나타나는 경향성분의 변동성을 효과적으로 인지할 수 있는 장점이 있으나 누적 강우자료를 이용하는 방법에 비해 자료연수가 20개로 제한되는 단점이 있다. 이후의 방법은 누적 평균을 이용한 첫 번째 방법과 동일하며, Fig. 3과 Table 3은 이동 평균 방법을 이용한 평균과 매개변수의 결과를 표시하였다.

$$y_{i-19} \sim \text{gumbel}(x_i, x_{i+1}, \dots, x_{i+19}), i = 1, 2, \dots, N-19 \quad (15)$$

Table 4는 목표연도 2020년과 2030년에 대한 2, 3, 5, 10, 20, 30, 50, 70, 80, 100, 200, 300, 500년의 재현기간에 대한 확률강수량을 이동 평균 방법을 이용하여 나타낸 결과이다. 첫 번째 방법과 동일하게 경향성이 반영된 결과 정상성 빈도해석 결과에 비해 큰 확률강수량으로 추정되고 있다. Table 4에 나타낸 전체 재현기간에 대한 확률 강수량의 평균을 비교한 결과 목표연도 2020년의 경우 평균적으로

Table 3. Mean of annual maximum rainfall and parameter using moving average method at Yangpyeong station

No.	Data Period	MAMR (mm)	Location Parameter	Scale Parameter
1	1971~1990	151.83	117.47	54.55
2	1972~1991	154.02	120.35	53.86
3	1973~1992	159.10	126.45	52.90
4	1974~1993	161.32	129.37	52.30
5	1975~1994	157.70	125.25	52.00
6	1976~1995	158.10	125.41	52.32
7	1977~1996	155.95	122.99	51.96
8	1978~1997	157.30	124.08	52.88
9	1979~1998	164.57	126.64	58.69
10	1980~1999	171.65	134.00	59.45
11	1981~2000	170.16	131.94	60.23
12	1982~2001	167.41	130.35	57.92
13	1983~2002	175.69	134.73	64.65
14	1984~2003	180.96	141.24	63.29
15	1985~2004	172.79	136.12	57.16
16	1986~2005	180.81	142.46	61.66
17	1987~2006	190.69	149.53	67.86
18	1988~2007	187.79	146.10	67.71
19	1989~2008	194.06	153.79	66.17
20	1990~2009	200.79	160.54	68.17
21	1991~2010	194.54	157.37	63.38

24%의 증가가 전망되며, 목표연도 2030년의 경우 37%의 확률강수량 증가가 전망된다.

Table 4. Comparison of stationary frequency analysis and nonstationary frequency analysis using moving average method at Yangpyeong station

Return Period	2	3	5	10	20	30	50	70	80	100	200	300	500
Stationary	158.6	191.9	229.0	275.6	320.4	346.1	378.3	399.4	407.7	421.7	464.9	490.1	521.9
Non Stationary (2020)	200.6	241.2	286.4	343.1	397.6	428.9	468.0	493.7	503.9	520.9	573.5	604.2	642.9
Non Stationary (2030)	222.6	267.6	317.7	380.8	441.2	476.0	519.4	547.9	559.2	578.0	636.5	670.6	713.5

3. 경향성 분석 및 비정상성빈도해석 결과

3.1 전체기간 자료 경향성 분석 결과

Eq. (5)에서 구한 검정통계량 τ 를 이용하여 경향성이 없다는 귀무가설과 $|\tau| > z_{1-\alpha/2}$ 의 기각역을 설정하여 검정하는 방법이 Mann-Kendall Test 방법이다. 여기서 z 는 표준정규분포 (standard normal distribution)를 α 는 유의수준을 나타낸다. 본 연구에서는 10% 유의수준의 $z_{1-0.1/2} = 1.64$ 대하여 Mann-Kendall Test를 시행하였다. Table 5는 관측소별 Mann-Kendall 분석의 검정 통계량을 나타내며, 음영 부분은 10% 유의수준에서 경향성을 나타내는 지점을 표시하였다. 표에서 z -value는 정규분포에서의 Z 값을 의미하며 0은 비경향성을 의미하며 0으로부터 멀어질수록 큰 경향성을 나타낸다. 양의 Z 값은 양의 경향성을 음의 Z 값은 음의 경향성을 의미하며 P -value는 이들 경향성의 유의성을 판단하는 기준으로 0.10 이하의 값은 90% 신뢰수준을 충족한다는 의미이다. 분석결과

인천, 청주, 대구, 광주, 성산, 서귀포, 양평, 인제, 제천, 문경, 구미, 거창의 12개 지점이 10% 유의수준에서 통계적으로 의미가 있는 증가 경향을 나타냄을 보여주었으며, 검정통계량이 값이 0이면 비경향성을 나타내는데 보령지점을 제외하면 모두 0이 아닌 값을 나타내고 있다. 양의 z 값은 양의 경향성을 음의 z 값은 음의 경향성을 의미한다.

3.2 20년 이동 평균 및 분산 경향성 분석 결과

전 기간자료 분석과는 다르게 평균에 대한 경향성은 전 기간자료 분석과는 다르게 평균에 대한 경향성은 강화, 태백, 보령, 부안, 장흥, 고흥 등 6개 지역을 제외한 모든 지역에서 통계적으로 의미있는 경향성을 가지는 것으로 평가되었다. 대부분의 지역이 양의 경향성을 나타내고 있으나 통영, 여수, 완도, 진주, 해남, 영천, 밀양 등 남해안 지역에서 통계적으로 유의한 극치강수량 감소 경향성이 나타났다. 시간에 따른 분산에 대한 경향성을 평가한 결과 속초, 춘천, 원주, 청주, 마

Table 5. Mann-Kendall statistics with p-value based on complete data series(1440 min duration)

지점	z-value	p-value	지점	z-value	p-value	지점	z-value	p-value
Sokcho	0.2302	0.8179	Gwangju	2.2653	0.0235	Imsil	1.5379	0.1241
Cheorwon	0.7923	0.4282	Busan	0.7671	0.4430	Jeongeup	-0.3871	0.6987
Daegwallyeong	0.7137	0.4754	Tongyeong	-0.4291	0.6679	Namwon	1.1734	0.2406
Chuncheon	0.9782	0.3280	Mokpo	0.1081	0.9139	Jangsu	0.5810	0.5612
Gangneung	1.4772	0.1396	Yeosu	0.5624	0.5738	Suncheon	1.0887	0.2763
Seoul	1.5955	0.1106	Wando	-1.0719	0.2838	Jangheung	-0.6758	0.4992
Incheon	1.8737	0.0610	Jeju	0.9052	0.3654	Haenam	-0.2447	0.8067
Wonju	0.7500	0.4533	Gosan	-0.7851	0.4324	Goheung	0.0484	0.9614
Ulleungdo	1.0955	0.2733	Seogwipo	2.1498	0.0316	Seongsan	2.1347	0.0327
Suwon	0.9446	0.3449	Jinju	0.4985	0.6181	Bonghwa	-0.4226	0.6726
Chungju	0.6291	0.5293	Ganghwa	0.7340	0.4629	Yeongju	1.3703	1.3703
Seosan	0.9524	0.3409	Yangpyeong	2.5166	0.0118	Mungyeong	2.1875	0.0287
Ulsan	0.5592	0.5760	Icheon	1.4913	0.1359	Yeongdeok	0.4777	0.6328
Cheongju	1.6689	0.0951	Inje	1.8387	0.0660	Uiseong	-0.2892	0.7725
Daejeon	0.6394	0.5226	Hongcheon	1.5379	0.1241	Gumi	2.5521	0.0107
Chupungnyeong	0.9470	0.3436	Taebaek	0.2645	0.7914	Yeongcheon	-0.4652	0.6418
Andong	1.3024	0.1928	Jecheon	2.3186	0.0204	Geochang	1.7852	0.0742
Pohang	0.8742	0.3820	Boeun	-0.1748	0.8613	Hapcheon	1.7852	0.0742
Gunsan	0.8058	0.4203	Cheonan	-0.2563	0.7977	Miryang	-0.9437	0.3453
Daegu	2.2859	0.0223	Boryeong	0.0968	0.9229	Sancheong	1.1976	0.2311
Jeonju	0.5374	0.5910	Buyeo	0.4660	0.6412	Geoje	0.2137	0.8308
Ulsan	0.8192	0.4127	Geumsan	0.6653	0.5058	Namhae	1.3748	0.1692
Masan	0.7296	0.4656	Buan	-0.2796	0.7798			

*음영 부분은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 경향성을 갖는 지점을 나타냄.

Table 6. Mann-Kendall statistics with p-value based on moving average series(1440 min duration)

지점	z-value	p-value	지점	z-value	p-value	지점	z-value	p-value
Sokcho	4.39	0.00	Gwangju	6.64	0.00	Imsil	3.05	0.00
Cheorwon	-	-	Busan	3.35	0.00	Jeongeup	3.34	0.00
Daegwallyeong	-	-	Tongyeong	-2.41	0.02	Namwon	3.22	0.00
Chuncheon	5.03	0.00	Mokpo	4.51	0.00	Jangsu	-	-
Gangneung	5.28	0.00	Yeosu	-2.32	0.02	Suncheon	3.99	0.00
Seoul	4.60	0.00	Wando	-3.84	0.00	Jangheung	0.00	0.88
Incheon	6.26	0.00	Jeju	3.75	0.00	Haenam	-3.23	0.00
Wonju	1.65	0.10	Gosan	-	-	Goheung	0.23	0.82
Ulleungdo	2.42	0.02	Seogwipo	6.02	0.00	Seongsan	-	-
Suwon	4.92	0.00	Jinju	-2.91	0.00	Bonghwa	-	-
Chungju	-	-	Ganghwa	1.60	0.11	Yeongju	4.06	0.00
Seosan	4.09	0.00	Yangpyeong	5.10	0.00	Mungyeong	-	-
Uljin	4.38	0.00	Icheon	3.90	0.00	Yeongdeok	4.13	0.00
Cheongju	5.39	0.00	Inje	4.96	0.00	Uiseong	-	-
Daejeon	3.38	0.00	Hongcheon	3.53	0.00	Gumi	5.25	0.00
Chupungnyeong	6.58	0.00	Taebaek	-0.30	0.76	Yeongcheon	-2.59	0.01
Andong	2.34	0.02	Jecheon	4.56	0.00	Geochang	4.48	0.00
Pohang	6.59	0.00	Boeun	2.45	0.01	Hapcheon	3.71	0.00
Gunsan	2.65	0.01	Cheonan	4.08	0.00	Miryang	-4.38	0.00
Daegu	8.71	0.00	Boryeong	0.81	0.42	Sancheong	2.63	0.01
Jeonju	3.20	0.00	Buyeo	1.72	0.09	Geoje	2.03	0.04
Ulsan	4.53	0.00	Geumsan	3.15	0.00	Namhae	4.80	0.00
Masan	2.35	0.02	Buan	-0.75	0.45			

* 음영 부분 : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 경향성을 갖는 지점을 나타냄.

* 음영 부분 : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 경향성을 갖는 지점을 나타냄.

Table 7. Mann-Kendall statistics with p-value based on moving variance series(1440 min duration)

지점	z-value	p-value	지점	z-value	p-value	지점	z-value	p-value
Sokcho	-0.32	0.75	Gwangju	6.65	0.00	Imsil	4.56	0.00
Cheorwon	-	-	Busan	1.99	0.05	Jeongeup	3.67	0.00
Daegwallyeong	-	-	Tongyeong	-0.42	0.67	Namwon	4.77	0.00
Chuncheon	0.18	0.86	Mokpo	-1.37	0.17	Jangsu	-	-
Gangneung	4.15	0.00	Yeosu	-2.64	0.01	Suncheon	-2.56	0.01
Seoul	-	-	Wando	-2.08	0.04	Jangheung	2.10	0.04
Incheon	2.22	0.03	Jeju	5.39	0.00	Haenam	-3.77	0.00
Wonju	2.50	0.01	Gosan	-	-	Goheung	-1.52	0.13
Ulleungdo	-1.01	0.31	Seogwipo	4.39	0.00	Seongsan	-	-
Suwon	-2.31	0.02	Jinju	-1.90	0.06	Bonghwa	-	-
Chungju	2.27	0.02	Ganghwa	5.10	0.00	Yeongju	3.36	0.00
Seosan	2.65	0.01	Yangpyeong	2.87	0.00	Mungyeong	-	-
Uljin	4.38	0.00	Icheon	-1.06	0.29	Yeongdeok	4.69	0.00
Cheongju	1.14	0.25	Inje	-2.04	0.04	Uiseong	-	-
Daejeon	2.69	0.01	Hongcheon	-3.71	0.00	Gumi	4.48	0.00
Chupungnyeong	5.77	0.00	Taebaek	-2.70	0.01	Yeongcheon	-2.87	0.00
Andong	-2.18	0.03	Jecheon	-2.39	0.02	Geochang	4.41	0.00
Pohang	6.31	0.00	Boeun	1.66	0.10	Hapcheon	2.45	0.01
Gunsan	3.70	0.00	Cheonan	3.47	0.00	Miryang	-3.84	0.00
Daegu	2.98	0.00	Boryeong	-0.16	0.87	Sancheong	-2.82	0.00
Jeonju	-1.84	0.07	Buyeo	-0.51	0.61	Geoje	0.00	0.97
Ulsan	5.13	0.00	Geumsan	4.96	0.00	Namhae	1.96	0.05
Masan	0.37	0.71	Buan	-0.63	0.53			

* 음영 부분 : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 경향성을 갖는 지점을 나타냄.

* 음영 부분 : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 경향성을 갖는 지점을 나타냄.

Fig. 4. Relationship between MAMR and parameters associated with Gumbel distribution at Gwangju station using successive average method

Fig. 5. Relationship between MAMR and parameters associated with Gumbel distribution at Gwangju station using moving average method

산, 통영, 목포, 이천, 보령, 부여, 부안, 고흥 등 12개 지역을 제외한 대부분의 지역에서 통계적으로 의미 있는 경향성을 가지는 것으로 평가되었으며 평균과는 다르게 분산의 경우에는 음의 경향성을 가지는 지역이 많으며 남해안 지역과 강원도 일부 지역에서 이러한 특징이 두드러졌다.

경향성 분석결과를 요약해 보면 전체시간을 사용한 경향성 분석의 경우 많은 지점에서 경향성이 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 반면 20년씩 이동하면서 극치사상의 평균 및 분산의 경향성을 분석해 본 결과 전체자료를 사용한 결과에 비해 많은 경우에 있어서 통계적으로 유의한 경향성분을 확인할 수 있었다. 특히, 평균의 경우 거의 모든 지점에서 통계적으로 유의한 증가경향이 나타나고 있었다. 이는 과거의 경향성의 강도보다는 최근의 경향성이 크다는 것을 의미하며 이러한 점에서 누적강우 뿐만 아니라 이동평균을 이용하여 확률강수량을 전망하는 것도 필요한 과정이라고 판단된다.

3.3 경향성을 고려한 비정상성 빈도해석

본 연구에서는 Mann-Kendall 검정결과에 바탕으로 분석지점을 선정하였다. 검정결과 10% 유의수준에 대하여 통계적으로 유의한 증가경향을 보이는 광주지점과 유의 수준에 미

치지지는 못하지만 감소경향을 보이는 밀양지점, 0에 가까운 경향성을 보이고 있는 고흥지점에 대하여 본 연구방법을 적용하였다. 3가지 경우에 대해서 모형을 적용한 이유는 비정상성빈도해석 적용 시에 경향성의 존재 여부에 따라 정상성빈도해석과 어떻게 달라지는지를 검토하기 위함이다. 즉 경향성이 존재하더라도 통계적으로 유의하지 않는 경우 정상성빈도해석 결과와 유사한 확률강수량이 추정되어야 하며 이런 점을 확인하고자 3가지 경우에 대해서 검토를 실시하였다.

첫 번째로 증가경향이 통계적으로 유의한 광주지점에 대해서 비정상성빈도해석을 실시하였다. 누적 평균 강우량을 이용한 방법과 이동 평균 강우량을 이용한 방법을 통한 Gumbel 매개변수와 상관계수를 우선적으로 검토하여 Fig. 4-5에 나타내었다. 두 가지 경우 모두 Gumbel 매개변수와 선형적인 상관계수가 존재하는 것을 확인할 수 있었다. 목표연도 2020과 2030을 대상으로 정상성빈도해석방법, 2가지 비정상성빈도해석 방법을 이용한 확률강수량을 추정하여 Table 8에서 비교하였다.

경향성을 고려한 비정상성빈도해석 결과에서는 목표연도 2020년에는 누적 평균을 이용한 경우 5%내외에 증가를 전망하였으며 이동 평균을 이용한 경우에는 20%내외로 확률강수량이 증가할 것으로 전망되었다. 광주에 경우 최근 강우 증

Table 8. Comparison of stationary frequency analysis and nonstationary frequency analysis using the proposed nonstationary frequency analysis at Gwangju station. Method-1 and -2 indicate the successive average method and the moving average method, respectively

Return Period		2	3	5	10	20	30	50	70	80	100	200	300	500
Stationary		129.6	150.4	173.7	202.8	230.9	247.0	267.1	280.3	285.5	294.3	321.3	337.2	357.1
Non Stationary (2020)	Method-1	133.7	155.8	180.4	211.3	240.9	258.0	279.3	293.3	298.8	308.1	336.7	353.5	374.5
	Method-2	161.3	189.8	221.6	261.5	299.7	321.7	349.3	367.3	374.4	386.4	423.4	444.9	472.1
Non Stationary (2030)	Method-1	137.2	160.3	186.0	218.3	249.3	267.1	289.4	304.0	309.7	319.4	349.3	366.8	388.8
	Method-2	170.1	201.1	235.5	278.7	320.2	344.1	374.0	393.5	401.3	414.2	454.3	477.7	507.2

Fig. 6. Relationship between MAMR and parameters associated with Gumbel distribution at Miryang station using successive average method

Fig. 7. Relationship between MAMR and parameters associated with Gumbel distribution at Miryang station using moving average method

가경향이 매우 크며 이러한 점이 반영되어 20년 이동평균을 이용한 비정상빈도해석에서 상대적으로 큰 결과를 보여주었다. 목표연도 2030년에는 누적평균을 이용한 경우에 30%내외로 확률강수량이 증가할 것으로 전망되었으며 이동 평균을 이용한 경우에는 35%내외의 확률강수량 증가가 전망되었다. 2가지 방법 모두에서 확률강수량 전망은 현재 정상성빈도해석 결과보다 2030년 기준으로 30%이상의 강수량 증가가 전망된다. 이는 광주 지역의 경우 자료연수가 60년 이상으로 시간에 따라 연최대강수량의 평균이 꾸준히 증가하고 있으며 전체기간 및 이동 평균을 이용한 평균과 분산의 Mann-Kendall Test의 z-value가 6을 상회하는 점을 고려하면 통계적으로 타

당한 결과로 판단된다.

두 번째로 감소경향이 통계적으로 유의한 밀양지점에 대해서 비정상성빈도해석을 실시하였다. 누적 평균 강우량을 이용한 방법과 이동 평균 강우량을 이용한 방법을 통한 Gumbel 매개변수와의 상관관계를 우선적으로 검토하여 Fig. 6~7에 나타내었다. 두 가지 경우 모두 시간에 따른 선형적인 음의 상관성이 존재하는 것을 확인할 수 있었다. 목표연도 2020과 2030을 대상으로 정상성빈도해석방법, 2가지 비정상성빈도해석 방법을 이용한 확률강수량을 추정하여 Table 9에서 비교하였다.

경향성을 고려한 비정상성빈도해석 결과에서는 목표연도

Table 9. Comparison of stationary frequency analysis and nonstationary frequency analysis using the proposed nonstationary frequency analysis at Miryang station. Method-1 and -2 indicate the successive average method and the moving average method, respectively

Return Period		2	3	5	10	20	30	50	70	80	100	200	300	500
Stationary		134.4	157.4	183.1	215.4	246.4	264.3	286.5	301.1	306.9	316.6	346.5	364.0	386.0
Non Stationary (2020)	Method-1	133.8	157.4	183.6	216.6	248.3	266.5	289.2	304.1	310.0	319.9	350.5	368.3	390.8
	Method-2	121.2	139.6	160.0	185.7	210.3	224.5	242.2	253.8	258.4	266.1	289.9	303.8	321.3
Non Stationary (2030)	Method-1	131.6	154.4	179.8	211.8	242.4	260.1	282.1	296.6	302.3	311.8	341.5	358.8	380.5
	Method-2	113.2	128.6	145.8	167.3	188.0	199.9	214.8	224.5	228.4	234.8	254.8	266.5	281.2

Fig 8. Relation between parameters and mean of annual maximum rainfall at Goheung site

Table 10. Comparison of stationary frequency analysis and nonstationary frequency analysis using moving average method at Goheung station

Return Period		2	3	5	10	20	30	50	70	80	100	200	300	500
Stationary		164.7	195.2	229.1	271.7	312.5	336.0	365.4	384.7	392.3	405.1	444.6	467.6	496.7
Non Stationary (2020)		161.9	190.7	222.7	262.9	301.5	323.7	351.4	369.6	376.8	388.8	426.1	447.9	475.3
Non Stationary (2030)		162.2	191.0	223.2	263.5	302.3	324.6	352.4	370.7	377.9	390.0	427.4	449.3	476.8

2020년에는 누적 평균을 이용한 경우 1%내외에 감소를 전망 하였으며 이동 평균을 이용한 경우에는 15%내외로 확률강수량이 감소할 것으로 전망되었다. 밀양에 경우 최근 강우 감소경향이 매우 크며 이러한 점이 반영되어 20년 이동평균을 이용한 비정상성빈도해석에서 상대적으로 작은 결과를 보여주었다. 목표연도 2030년에는 누적평균을 이용한 경우에 2%내외로 확률강수량이 감소할 것으로 전망되었으며 이동 평균을 이용한 경우에는 25%내외의 확률강수량 감소가 전망되었다. 2가지 방법 모두에서 확률강수량 전망은 현재 정상성빈도해석 결과보다 2030년 기준으로 감소하는 것으로 전망되었다. 누적 평균 강우량을 이용한 경우 Table 5에서 보듯이 감소경향이 통계적으로 유의하지 않기 때문에 추정되는 확률강수량의 감소경향이 크지 않는 것으로 판단된다. 반면 이동 평균 강우량을 이용한 경우 Table 6과 7에서 보듯이 평균과 분산의 Mann-Kendall Test의 z-value가 4를 상회하는 큰 감소경향을 가지는 특성을 보이고 있으며 비정상성빈도해석을 통한 확률강수량도 이러한 점이 반영된 결과로 판단된다.

세 번째로 증가 및 감소 경향이 통계적으로 유의하지 않은 고흥지점에 대해서 비정상성빈도해석을 실시하였다. 본 경우

에 있어서는 누적 평균 강우량을 이용한 경우 강우의 증가경향이 일부 나타나고 있기 때문에 증감 경향이 나타나지 않는 이동 평균 강우량만을 대상으로 평가하였다. 이동 평균 강우량을 이용한 방법을 이용하여 Gumbel 매개변수와 상관관계를 우선적으로 검토하여 Fig. 8에 나타내었으며 시간에 따른 경향성이 약하거나 존재하지 않는 것을 확인할 수 있다. 목표연도 2020과 2030을 대상으로 정상성빈도해석방법, 비정상성빈도해석 방법을 이용한 확률강수량을 추정하여 Table 10에서 비교하였다.

비정상성빈도해석을 이용한 목표연도 2020년 및 2030년에 확률강수량이 정상성빈도해석과 차이가 나지 않으며 이는 자료계열의 경향성이 존재하지 않는 경우 정상성빈도해석 결과와 동일하게 추정되는 것을 의미한다. 즉, 비정상성빈도해석이 경향성이 존재하지 않는 정상성시계열에 적용될 경우에 확률강수량을 추정하는데 문제점이 발생하지 않는 것을 의미한다.

목표연도 2030년에 대하여 누적 평균 방법과 이동 평균 방법을 사용하여 나타낸 62개 지점의 지속시간 1440분, 재현기간 100년의 확률강수량을 Figs. 9 and 10에 나타내었다.

Fig. 9. Rainfall Map using successive average method

Fig. 10. Rainfall Map using moving average method

4. 결 론

이상기후 및 기후변화로 인해서 극치강수량의 평균과 분산이 과거에 비해 증가하는 경향성이 실제 강수량자료로부터 나타나고 있으며 이러한 평균 및 분산에서 나타나는 변동성을 빈도해석 시에 고려할 필요가 있다. 그러나 기존 정상성 빈도해석에서는 과거의 통계적 모멘트가 미래에도 동일하게 유지된다는 가정을 기본으로 하고 있기 때문에 경향성 및 주기성으로 대표되는 비정상성을 원천적으로 고려할 수 없다. 이러한 점에서 본 연구에서는 2가지 방법론을 통해서 자료계열에서 나타나는 비정상성을 고려한 빈도해석을 수행하여 기존 정상성 빈도해석 결과와 비교하였다. 자료계열에서 나타나는 비정상성의 영향만을 고립시키기 위해서 확률분포함수는 Gumbel 분포함수를 적용하였고 매개변수는 최우도법을 지점별로 기존 확률강수량 추정 시 사용하였던 방법을 그대로 유지시키면서 분석을 실시하였다. 본 연구를 통해서 도출된 결론은 다음과 같다.

첫째, 극치강수량에서 나타나는 비정상성을 평가하기 위해서 본 연구에서는 Mann-Kendall Test를 실시하여 자료에서 나타나는 경향성분의 통계적인 유의성을 평가하였다. 지점별로 보유한 전 자료기간 자료를 대상으로 경향성을 평가한 결과 5% 유의수준에서 통계적으로 의미있는 경향성을 가지는 지역은 대구, 광주, 서귀포, 양평, 제천, 구미 등 6개 지역으로 나타났으며 10% 유의수준에서는 인천, 청주, 인제, 거창, 함천 등 5개 지역 등 총 11개 지역에서 10% 유의수준에서 의미 있는 경향성을 갖는 것으로 평가되었다. 전기간 자료를 대상하는 경우 상대적으로 장기간에 걸쳐 경향성을 나타낼 때 유의한 경향성을 갖는 것으로 추정되며 상대적으로 짧은

기간에서의 경향 성분 변동은 고려하기 어렵다.

이러한 점에서 지점별로 보유한 전 자료기간 자료를 20년씩 이동하면서 시간에 따른 평균과 분산의 경향성 평가를 실시한 결과 전 기간자료 분석과는 다르게 평균에 대한 경향성은 강화, 태백, 보령, 부안, 장흥, 고흥 등 6개 지역을 제외한 모든 지역에서 통계적으로 의미 있는 경향성을 가지는 것으로 평가되었다. 대부분의 지역이 양의 경향성을 나타내고 있으나 통영, 여수, 완도, 진주, 해남, 영천, 밀양 등 남해안 지역에서 통계적으로 유의한 극치강수량 감소 경향성이 나타나고 있다. 시간에 따른 분산에 대한 경향성을 평가한 결과 속초, 춘천, 원주, 청주, 마산, 통영, 목포, 이천, 보령, 부여, 부안, 고흥 등 12개 지역을 제외한 대부분의 지역에서 통계적으로 의미 있는 경향성을 가지는 것으로 평가되었으며 평균과는 다르게 분산의 경우에는 음의 경향성을 가지는 지역이 많으며 남해안 지역과 강원도 일부 지역에서 이러한 특징이 두드러지게 나타나고 있다.

둘째, 평균 및 분산 등에서 나타나는 경향성을 기존 빈도해석에서 고려할 수 있는 과거자료 기반의 2가지 비정상성 빈도해석 방법을 적용하여 기존 정상성 빈도해석 결과와 비교하였다. 지점별 강수량자료를 초기 20년을 기준으로 1년씩 강수량자료를 추가하면서 구축된 연최대강수량 자료의 평균과 Gumbel 분포함수의 매개변수들을 회귀식으로 만든 후 목표연도에 확률강수량을 추정하는 첫 번째 방법의 경우 1440분 지속시간 100년 빈도 기준으로 2030년도에 전국적으로 8% 증가가 전망된다. 두 번째로 지점별 강수량자료를 20년씩 이동하면서 구축된 연최대강수량 자료의 평균과 Gumbel 분포함수의 매개변수들을 회귀식으로 만든 후 목표연도 확률강수량을 추정하는 두 번째 방법의 경우 동일하게 1440분 지속시

간 100년 빈도 기준으로 2030년도에 18% 증가가 전망된다.

본 연구에서는 자료에서 나타나는 경향성분이 미래에도 유지된다는 기본가정을 중심으로 미래에 확률강우량을 전망하였다. 자료에서 나타나는 경향성을 기존빈도해석과 통합할 수 있는 비정상성빈도해석 모형을 개발하였으며 극치계열에서 나타나는 경향성에 준하는 확률강우량을 효과적으로 추정할 수 있었다. 본 연구에서 제시한 두 가지 방법론 중 누적 평균 강수량을 이용한 방법의 경우 과거의 모든 자료를 활용하게 되므로 극치계열의 경향성이 최근에 경향성을 상대적으로 과소 추정하는 단점이 있는 반면에 자료가 상대적으로 짧은 경우 이동 평균 강수량을 이용한 방법의 비하여 상대적으로 신뢰성 있는 경향성분을 추출할 수 있는 장점이 있었다. 이동 평균 강수량을 이용한 방법의 경우 상대적으로 긴 자료연한을 갖는 지점에 적용하게 되면 최근 경향성을 보다 신뢰성 있는 분석이 가능할 것으로 판단되나 자료연한이 짧은 지점의 경우 상대적으로 적은 표본으로 인해 왜곡된 결과가 나타날 단점이 있다. 보다 신뢰성 있는 전망을 위해서는 무엇보다도 비정상성에 대한 정확한 인지 방법과 더불어 확률강수량의 갱신주기를 짧게 하여 급격하게 변동하는 기상변동성을 고려하는 것이 필요하다 하겠다.

감사의 글

이 연구는 소방방재청 자연재해저감기술개발사업 [NEMA-자연-2010-35] 연구비 지원으로 수행되었으며 이에 감사드립니다.

참고문헌

- 건설교통부 (2000) **한국 확률강우량도 작성**, 1999년도 수자원관리 기법개발연구조사 보고서, pp. 87.
- 권영문, 박진원, 김태웅 (2009) 강우량의 증가 경향성을 고려한 목표연도 확률강우량 선정, **대한토목학회 논문집**, 대한토목학회, 제29권, 제2B호, pp. 131-139.
- 권현한, 김병식 (2009) 비정상성 Markov Chain Model을 이용한 통계학적 Downscaling 기법 개발, **한국수자원학회 논문집**, 한국수자원학회, 제42권, 제3호, pp. 213-225.
- 이창환 (2010) **기후변화를 고려한 비정상성 강우빈도해석 방법 연구**, 학위논문, 한양대학교.
- Adlouni, S.El., Ouarda, T., Zhang, X., Roy, R. and Bobee, B. (2007) "Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model." *Water Resource Research*, Vol. 43, No. 3, pp. 1-13.
- Burn, D.H. and Hag Elnur, M.A. (2002) "Detection of hydrologic trends and variability." *Journal of Hydrology*, Vol. 255, pp.107-122.
- Cox, D.R., Isham, V.S. and Northrop, P.J. (2002) "Floods: some probabilistic and statistical approaches." *The Royal Society*, Vol. 360, No. 1796, pp. 1389-1408.
- Elsner, J.B., Niu, X. and Jagger, T.H. (2004) "Detecting Shifts in Hurricane rates using a Markov chain Monte Carlo approach."

- Journal of Climate*, Vol. 17, pp.2652-2666.
- He, Y., Bardossy, A. and Brommundt, J. (2006) "Non-stationary flood frequency analysis in southern Germany." *The 7th International Conference on Hydro Science and Engineering*, Philadelphia, USA.
- Katz R., Parlange W., Marc, B. and Naveau, P. (2002) "Statistics of extremes in hydrology." *Advances in Water Resource*, Vol. 25, pp.1287-1304.
- Khaliq, M.N., Ouarda, T.B.M.J., Ondo, J.C., Gachon, P. and Bobée, B. (2006) "Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review." *Journal of Hydrology*, 329, pp. 534-552.
- Kwon, H.H., Brown, C. and Lall, U. (2008) Climate informed flood frequency analysis and prediction in Montana using hierarchical Bayesian modeling. *Geophysical Research Letters*, Vol.35, L05404.
- Kwon, H.H., Khalil, A.F. and Lall, U. (2009) Non-homogeneous Hidden Markov Model based Daily Rainfall Simulation Using Seasonal Climate Forcing: Application to Everglades National Park, Florida, *Water Resources Research*, under review.
- Leclerc, M. and Ouarda, T.B.M.J. (2007) "Non-stationary regional flood frequency analysis at ungauged sites." *Journal of Hydrology*, vol. 343, pp. 254-265.
- Li, Y., Cai, W. and Campbell, E.P. (2005) "Statistical Modeling of Extreme Rainfall in Southwest Western Australia." *Journal of Climate*, Vol. 18, pp. 852-863.
- 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 2XCO2 experiments", *J. Climate*, Vol. 4, pp. 425-435.
- 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: Whither water management", *Science*, 319, pp. 573-574.
- Ouarda, T.B.M.J. and Adlouni, E. (2008) "Bayesian Inference of Non-Stationary Flood Frequency Models." *World Environmental and Water Resources Congress 2008*, Ahupua'a, 2008 ASCE.
- Renard, B., Lang, M. and Bois, P. (2006) "Statistical analysis of extreme events in a non-stationary context via a Bayesian framework: case study with peak-over-threshold data", *Stoch Environ Res Risk Assess*, Vol. 21, pp.97-112.
- Stedinger, J.R. and Crainiceanu, C.M. (2001) "Climate variability and flood-risk management, risk-based decision making in water resource", *IX Proceedings of the Ninth Conference*, United Engineering Foundation, ASCE, Santa Barbara, CA, USA, pp. 77-86.
- Strupczewski, W.G., Singh, V.P. and Feluch, W. (2001) "Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling I. Maximum likelihood estimation", *Journal of Hydrology*, Vol. 248, pp. 123-142.
- Zhang, Z., Wagener, T., Reed, P.M. and Bhushan, R. (2008) "Reducing uncertainty in predictions in ungauged basins by combining hydrologic indices regionalization and multiobjective optimization", *Water Resour. Res.*, 44, W00B04.

© 논문접수일 : 11년 10월 20일
 © 심사외뢰일 : 11년 11월 01일
 © 심사완료일 : 11년 11월 21일