

잔차시계열 분석을 통한 비정상성 강우빈도해석

Non-stationary Rainfall Frequency Analysis Based on Residual Analysis

장선우* · 서 린** · 김태웅*** · 안재현****

Jang, Sun-Woo · Seo, Lynn · Kim, Tae-Woong · Ahn, Jae-Hyun

Abstract

Recently, increasing heavy rainfalls due to climate change and/or variability result in hydro-climatic disasters being accelerated. To cope with the extreme rainfall events in the future, hydrologic frequency analysis is usually used to estimate design rainfalls in a design target year. The rainfall data series applied to the hydrologic frequency analysis is assumed to be stationary. However, recent observations indicate that the data series might not preserve the statistical properties of rainfall in the future. This study incorporated the residual analysis and the hydrologic frequency analysis to estimate design rainfalls in a design target year considering the non-stationarity of rainfall. The residual time series were generated using a linear regression line constructed from the observations. After finding the proper probability density function for the residuals, considering the increasing or decreasing trend, rainfalls quantiles were estimated corresponding to specific design return periods in a design target year. The results from applying the method to 14 gauging stations indicate that the proposed method provides appropriate design rainfalls and reduces the prediction errors compared with the conventional rainfall frequency analysis which assumes that the rainfall data are stationary.

Keywords : residual series, non-stationarity, design rainfall

요 지

최근 기후변화/변동으로 인한 집중호우가 증가하여 수문기상재해에 따른 피해가 증가하고 있다. 미래의 발생가능한 극한 강우사상에 대응하기 위해, 일반적으로 수문학적 빈도해석을 이용하여 목표연도의 설계 강우량을 산정한다. 이것은 수문빈도 해석에 적용된 강우자료가 정상성임을 가정하여 설계 강우량을 산정하는 것이다. 하지만, 최근 관측된 강우자료를 살펴보면, 통계적 특성이 시간에 따라 변하는 경우가 있다. 본 연구는 연최대강우량의 회귀직선에 대한 잔차의 수문학적 빈도해석을 바탕으로, 가까운 미래로 설정된 목표연도의 확률강우량을 산정하는 방법을 제안하였다. 현재까지의 관측자료를 기초로 선형 회귀식의 추세선을 이용하여 잔차 시계열을 생성하고, 잔차에 대한 확률밀도함수를 추정한 후, 추세선의 증가 및 감소 경향을 고려하여 확률강우량을 산정하였다. 14개의 강우관측지점에 적용한 결과, 증가경향을 보이는 경우에는 현시점까지의 자료에 대한 선형회귀식을 산정한 후, 목표연도까지 연장했을 때의 추세요소를 산정한 방법이 보다 적합한 확률강우량을 산정하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정상성을 바탕으로 추정된 확률강우량과 비교했을 때, 5-25%의 예측편차가 1-22% 정도로 감소하였다.

핵심용어 : 잔차 시계열, 비정상성, 확률강우량

1. 서 론

최근 인간의 산업 활동과 발전으로 인한 환경의 변화와 대기의 온실효과로 인해 지구온난화의 지표인 지구표면온도는 지난 100년 동안(1906~2005) $0.56 \pm 0.92^\circ\text{C}$ 상승하였다(IPCC, 2007). 우리나라의 경우, 이러한 지구온난화로 인한 기후변화의 영향으로 크게 발달한 지역적 집중호우는 수공 구조물 및 홍수방어시스템을 통한 홍수방어능력을 초과하는 강우를 발생시켜 홍수 피해를 증가시키고 있다. 또한 전국

60여개의 기상 관측지점의 강우량 자료를 분석한 결과 1998년 이후 시간당 50 mm 이상의 강우 발생 횟수가 연 평균 2.37배 증가하고 있는 것으로 나타났다(오제승 등, 2007).

강우패턴의 변화에도 불구하고 현재 우리나라에서 수자원 계획이나 설계에서 사용되고 있는 확률강우량 산정법은 강우량 자료의 정상성을 기본적으로 가정하여 사용하고 있다(정중호와 윤용남, 2007). 이것은 연최대강우량의 시간에 따른 확률통계학적 특성이 변화하지 않는다는 가정 하에(Stedinger *et al.*, 1993) 확률강우량을 산정하는 것이다. 하

*한양대학교 대학원 건설환경공학과 석사과정 (E-mail : swjang@hanyang.ac.kr)

**한양대학교 대학원 건설환경공학과 석사과정 (E-mail : seolynn@hanmail.net)

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

****정희원 · 서경대학교 토목공학과 조교수 · 공학박사 (E-mail : wrr@skuniv.ac.kr)

지만, 최근에 우리나라에서 관측된 강우자료를 분석한 연구에 따르면, 강수량의 변동 및 경향은 존재하는 것으로 나타났으며, 이는 빈도해석에 의한 확률강우량 산정시 고려해야 한다(안재현 등, 2000; 이상복 등, 2004; 권영문 등, 2009). 이러한 문제들을 해결하기 위해서 최근 수문자료의 비정상성을 고려한 연구들이 진행되고 있으며, 극한 수문사상의 빈도가 증가할 것이라는 결과들을 보여주고 있다(Franks and Kuczera, 2002; Gellens and Roulin, 1998; Jain and Lall, 2000, 2001; Mirza *et al.*, 1998; Sankarasubramanian and Lall, 2003).

국외·내의 비정상성 강우빈도해석에 대한 연구 동향을 살펴보면, Sugahara *et al.*(2009)은 Mann-Kendall 검정을 수행하여 경향성을 분석한 후, POT(Peaks Over Threshold)와 GP(Generalized Pareto) 분포형을 적용하여 일강수량의 극치 빈도해석을 수행하였다. Cunderlik and Burn(2003)은 지점 시간-의존적 성분과 지역 시간-독립적 성분을 이용한 2차 비정상성 접근법을 제안하였다. He *et al.*(2006)은 Gumbel 분포와 Log Pearson type-3 분포를 이용하여, 각 분포의 모수의 변화를 회귀분석하여 미래의 모수를 산정하고, 이를 이용하여 홍수빈도해석을 수행하였고, Kite(1993)은 기후변화가 수문학적 극한사상에 미치는 잠재적인 영향이라고 있다는 것과 전 지구적 온난화로 인해 극한 수문사상의 규모 및 빈도가 증가한다는 결과를 보여주었다. 권현환과 김병식(2009)은 기후변화에 따른 자료 평균의 변동성과 같은 외부 충격을 모형에 적용하기 위해, 마코프 연쇄(Markov chain) 모형의 매개변수인 천이확률과 확률분포형의 모수 등을 연결함수를 통해 외부인자와 연동하도록 하였으며, 정준상관분석(Canonical Correlation Analysis)을 통해 모수를 추정하여 일강수량을 모의하였다. 또한 이를 서울지점에 적용하여, 일강수량과 계절강수량의 특성에 대하여 적절하게 모의되었음을 검증하였다. 이정주 등(2010)은 POT 자료와 같은 부분기간치 계열을 이용하여 계절성을 추출하여 GEV 분포의 적합성을 검토하였으며, 베이시안 마코프 연쇄 몬테칼로 모의 실험(Baysian Markov Chain Monte Carlo Simulation)을 통해 모수들의 사후분포를 추정한 후 재현기간에 따른 확률강수량을 추정하는 기법을 제안한 바 있다.

최근 강우자료가 증가경향을 가지고 있다는 가정에 따라, 권영문 등(2009)은 연최대강우량의 증가 경향성을 가지고 있는 7개 대상지점에 Gumbel 분포를 적용하여 자료의 평균과 분포함수의 모수 간의 통계적 상관관계를 확인하고, 이를 바탕으로, 목표연도의 모수들을 추정하고 확률강우량을 산정하였다. 이를 통해 정상성을 가정한 확률강우량에 비해 6~20% 정도 확률강우량이 증가함을 보여준 바 있다. 또한 이창환 등(2010a)은 권영문 등(2009)이 제시한 비정상성 강우빈도해석에서 초기 누적연도를 변경하면서 비교 분석함으로써 실제 적용성을 평가하였다.

이러한 극치계열의 강우자료는 최근 들어 증가 경향성을 보이고 있는 것은 사실이다. 하지만, 1990년도 이후 이상치와 강우의 변동폭이 증가하면서, 경향성을 가진 자료들의 추세선 기울기가 일정하지 않고, 지점별 증가/감소 현상이 나타나고 있으며, 강우자료의 보유기록이 짧아서, 기울기의 변화는 더욱 크게 나타나고 있다. 하지만 최근에 수행된 대부분의 비정상 빈도해석에 관한 연구들은 현시점과 목표연도

의 시점과 비교했을 때 경향성의 기울기가 증가한다는 가정을 바탕으로 목표연도의 확률강우량을 산정하였다.

본 연구에서는 지점별 강우패턴의 변화를 고려하여 현시점을 기준으로 가까운 미래로 설정되는 목표연도의 강우 경향성을 예측하여 비정상성 확률강우량을 산정하는 방법론을 제시하고자 한다. 30년 이상의 강우자료를 보유하고 있는 61개 관측지점의 24시간 연최대강우 자료의 경향성 검정을 이용하여 목표연도의 연최대강우자료의 경향성이 있는 지점을 대상지역으로 선정하였다. 대부분의 지점에서 1998년 이후 강우의 경향이 변화하는 것과 충분한 미래 기간을 확보하기 위해 1994년을 현시점으로 가정하고 2009년을 설계목표연도로 설정하여, 본 연구에서 제시한 방법론을 검증하였다.

2. 경향성 검정

본 연구에서는 기상청 산하의 관측 지점 중 30년 이상의 자료를 보유하고 있는 61개 관측지점(그림 1 참고)의 임의시간 24시간 연최대강우량 자료를 구축하여 경향성 분석을 실시하였다. 재해영향평가 관련 규정에 따르면 대상지점의 자료에 대하여 경향성 분석방법 3가지 이상 적용한 후 2가지 이상에 대하여 경향성이 있는 것으로 판정된다면 설계빈도 산정에 대한 조정이 가능하도록 제안하고 있다(정종호와 윤용남, 2007). 따라서, Mann-Kendall test(Mann, 1945), Hotelling-Pabst test(Conover, 1971), Hypothesis Test on the Slope(Hayter, 2007)를 이용하여, 5%의 유의수준 양측 검정에 대해 통계적인 검정을 실시하였다.

세 가지의 경향성 분석 중 두 가지 이상에 대하여 증가경향을 가지는 지점을 본 연구의 대상지점으로 선정하였다. 2009년에 대한 경향성 분석 결과, 14개 지점에서(안동, 충주, 추풍령, 대전, 거창, 구미, 임실, 인제, 제천, 문경, 서귀포, 울진, 울릉도, 영주) 경향성이 있는 것으로 분석되었다. 이는 본 연구에서 현시점으로 가정한 1994년에 경향성이 있는 4개 지점(대관령, 서귀포, 영주, 제천) 보다 3.5배 정도 증가한 것이다.

본 연구에서는 2009년에 경향성을 보였던 14개 지점을 대상으로 추세선의 증가와 감소 경향을 고려한 비정상성 강우 빈도해석을 실시하였다. 표 1은 1994년과 2009년에 경향성이 유의한 지점에 대한 기본 통계량과 경향성 분석 결과를 정리한 것이며, 그림 1은 2009년에 경향성이 유의한 지점을 도시한 것이다.

3. 연구절차

본 연구의 수행 과정은 그림 2와 같다. 대상지점에 대한 24시간 임의 지점시간의 연최대강우자료를 구축하고, 이 자료들의 현시점까지의 추세요소(Trend Component)를 선형회귀식을 이용하여 분리한다.

$$M(t) = \alpha_0 + \alpha_1 t \quad (1)$$

여기서 $M(t)$ 는 시간에 따른 추세선(Trend Line)이고, α_0 와 α_1 는 회귀계수, t 는 시간을 나타낸다. 산정된 추세선은 식(2)과 같이 연최대강우량(Annual Maximum Rainfall, AMR)에서 경향성을 제거한 잔차(Residual)를 생성할 수 있다.

표 1. 기본 통계량 및 경향성 분석 결과

시점	지점	기본 통계량			경향성 분석법		
		관측시작연도	평균	표준편차	Mann-Kendall	Hotelling-Pabst	Slope Parameter
1994년 (4개)	대관령	1972	211.5	115.1	Trend	Trend	Trend
	제천	1973	155.3	64.5	Trend	Trend	Trend
	서귀포	1961	173.6	69.4	Trend	Trend	Trend
	영주	1973	141.0	58.9	Trend	No-Trend	Trend
2009년 (14개)	안동	1977	107.3	32.4	Trend	Trend	Trend
	충주	1973	139.0	54.2	Trend	Trend	No Trend
	추풍령	1961	128.7	48.2	Trend	No Trend	Trend
	대전	1969	153.7	63.3	Trend	Trend	No Trend
	거창	1973	142.3	45.4	Trend	Trend	Trend
	구미	1973	120.5	36.9	Trend	Trend	Trend
	임실	1973	134.6	45.4	Trend	Trend	Trend
	인제	1973	149.8	62.3	Trend	Trend	No Trend
	제천	-	-	-	Trend	Trend	Trend
	문경	1973	125.6	35.5	Trend	Trend	Trend
	서귀포	-	-	-	Trend	Trend	Trend
	울진	1972	131.8	51.9	Trend	Trend	No Trend
	울릉도	1961	107.0	44.5	Trend	No Trend	Trend
	영주	-	-	-	Trend	Trend	No Trend

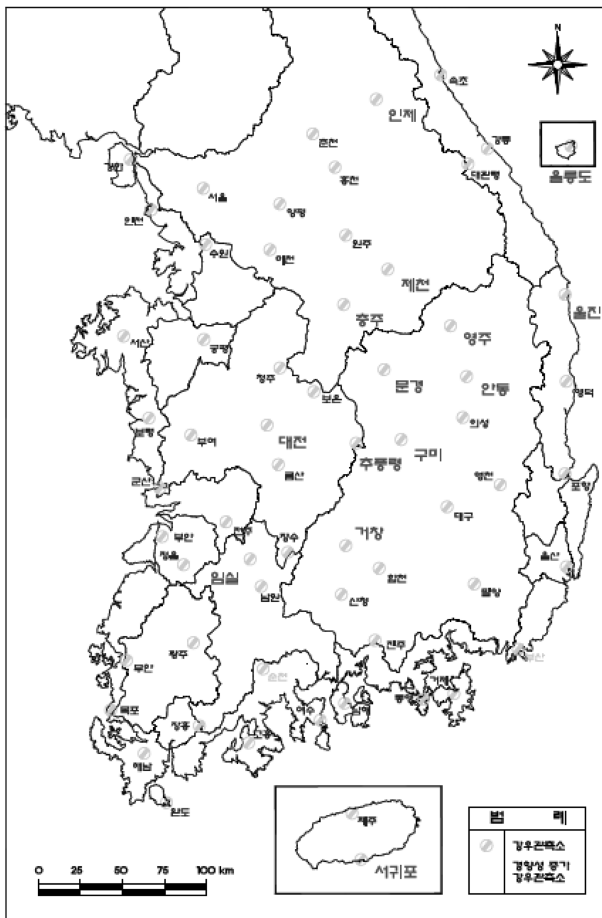


그림 1. 경향성 분석 대상지점 및 2009년에 경향성이 유의한 지점

$$\varepsilon(t) = AMR(t) - M(t) \quad (2)$$

여기서 $AMR(t)$ 는 연최대강우량이며, $\varepsilon(t)$ 는 잔차를 나타낸

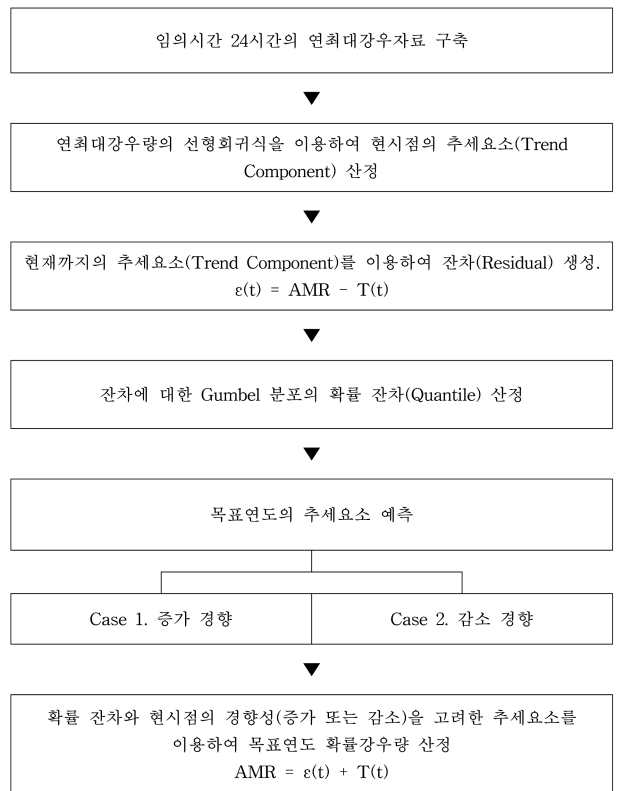


그림 2. 비정상성 목표연도 확률강우량 산정 절차

다. 생성된 잔차 시계열은 다시 확률기중모멘트법으로 추정 한 모수를 사용하여 Gumbel 분포에 대해 10, 50, 80, 100, 150, 200년 빈도의 확률 잔차를 산정한다. 확률 잔차는 현재까지의 자료를 이용한 목표연도의 추세요소 (Trend Component)와 합해져서 목표연도의 확률강우량을 산정한다.

$$P_T(t) = \varepsilon_T + M(t) \quad (3)$$

여기서, $P_T(t)$ 는 목표년도(t)에서 재현기간 T년에 해당하는 확률강우량이고, ε_T 는 확률 잔차이고, $M(t)$ 는 현재까지의 자료를 이용한 목표년도(t)의 추세요소(Trend Component)이다. 잔차 시계열은 정상성이기 때문에 확률 잔차 ε_T 는 시간에 따라 변하지 않는다. 추세요소 $M(t)$ 은 시간의 함수이지만, 재현기간에 따라 변하지 않는다. 이 과정에서 목표연도의 추세선의 기울기가 현 시점 기준으로 증가 경향과 감소 경향에 따라 추세요소의 산정 절차가 구분된다. 추세선의 기울기가 증가 경향일 경우, 그림 2에서 Case 1을, 감소 경향일 경우 Case 2의 방법을 이용하여 목표연도 확률강우량을 산정한다(표 2 참조).

이를 통해 임의 지속시간 24시간 연최대강우량에 대해서 목표연도의 확률강우량을 산정할 수 있으며, 본 연구에서는 현시점을 1994년 그리고 목표연도를 2009년으로 가정하여 본 연구방법을 적용한 후 정상성 빈도해석과 비정상성 빈도해석 결과를 비교하여 검증하였다.

4. 연구이론

4.1 확률분포함수 추정

수문자료 중 강우자료에 대하여 적합성이 높고, 최적 분포로 자주 선정되는 분포형은 Gumbel과 GEV 분포형이다. 이 중 Gumbel 분포는 자료의 극치 중에서도 최대치에 해당하는 연최대홍수량 및 강우자료의 분석에 많이 이용된다. 또한

실무에서 강우빈도해석 시 가장 많이 선택하여 사용되는 분포이며, ‘한국 확률강우량도’(건설교통부, 2000)에서 우리나라 관측소 모든 지점에서 최적 확률분포형으로 채택된 바 있다. 따라서, 본 연구에서는 우리나라에 적용성이 가장 높게 평가되는 Gumbel 분포를 사용하였다.

Gumbel 분포의 확률밀도함수와 누적확률분포함수는 식 (4)와 (5)와 같다.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-x_0}{\alpha} - \exp\left(-\frac{x-x_0}{\alpha}\right)\right], -\infty < x < \infty \quad (4)$$

$$F(x) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-x_0}{\alpha}\right)\right] \quad (5)$$

여기서, α 는 축척모수(scale parameter), x_0 는 위치모수(location parameter)이다. 분포함수의 모수 추정을 위한 방법은 세 가지 방법이(모멘트법, 최우도법, 확률가중모멘트법) 널리 사용되고 있다. 이 중 국내의 강우자료가 충분하지 못한 것을 고려하여, 이상치가 있는 경우에도 이에 대한 영향을 덜 받는 확률가중모멘트법(Method of Probability Weighted Moments, PWM)을 사용하였다(이창환 등, 2010b).

4.2 추세요소(Trend Component)

본 연구에서는 1994년까지의 자료 경향을 기초로 2009년의 추세요소를 산정하는 방법에 대하여 크게 두 가지로 구분하였다. 구분기준은 현시점 보다 목표연도까지 자료의 추세선 기울기가 증가한다면, Case 1의 방법을 이용하고, 추세

표 2. 목표연도 추세요소 산정방법

구분	회귀직선에 의한 방법(Case 1)	회귀직선과 평균에 의한 방법(Case 2)
Method 1	현시점(1994년)까지의 자료에 대한 선형회귀식($y=ax+b$)을 산정 후, 목표연도(2009년)까지 연장했을 때의($x=2009$)값	Case 1의 Method 1의 방법에서 선형회귀식을 목표연도까지 연장했을 때의 회귀추정값 y의 평균
Method 2	현시점까지의 자료에 대한 누적강우의 선형회귀식을 산정한 후, 목표연도까지 연장한 값과 목표연도 전년(2008년)까지 연장한 값의 차	Case 1의 Method 2의 방법에서 누적강우의 선형회귀식 산정 후, 목표연도까지의 연장한 값을 자료수, n으로 나눈 값
Method 3	Case 1의 Method 1과 2의 평균	Case 2의 Method 1과 2의 평균

표 3. 지점별 추세요소 산정 결과

지점	Case 1			Case 2		
	Method 1	Method 2	Method 3	Method 1	Method 2	Method 3
거창	146.5	132.0	126.6	132.4	129.5	130.9
구미	111.3	105.8	102.9	105.4	104.6	105.0
대관령	326.8	198.6	201.2	237.4	193.8	215.6
대전	166.5	144.6	138.2	145.9	141.1	143.5
문경	145.3	118.6	114.9	123.9	116.2	120.0
서귀포	250.7	155.5	162.9	183.8	152.7	168.3
안동	95.2	97.1	95.5	95.4	96.7	96.0
영주	251.3	127.3	133.5	168.1	124.2	146.1
울진	154.7	115.0	123.2	132.3	116.2	124.2
인제	160.0	140.2	132.9	140.8	136.7	138.8
임실	141.8	127.2	124.2	129.4	125.5	127.5
제천	264.1	147.5	144.7	179.8	141.5	160.7
추풍령	139.7	121.4	118.0	123.2	118.8	121.0
충주	207.6	123.8	131.0	153.5	122.8	138.2

선의 기울기가 감소한다면, Case 2의 방법을 사용하였다. 또한 각 Case에 따라서 세가지 방법론을 제시하여 지점별 적합한 방법을 제시하고자 하였다. 본 연구에서 제안한 Case 1과 Case 2의 자세한 방법은 표 2와 같으며, 대상지점에 적용한 결과는 표 3에 정리하였다.

5. 결과 분석

본 연구에서는 2009년을 기준으로 경향성이 나타나는 14개 경우 관측지점을 대상으로 앞서 제시한 비정상성 목표연도 확률강우량 산정법(식 (3))을 적용하였다. 먼저, 1994년과 2009년에 대한 경향성을 분석한 결과, 경향성이 나타나는 지점은 4개에서 14개로 3.5배 증가하였다. 1994년에 증가 경향성이 있었지만, 2009년에 경향성이 없는 곳이 1개 지점(대관령)이고, 2009년에도 증가 경향성은 있지만, 추세선의 기울기가 감소한 곳이 3개 지점(제천, 서귀포, 영주)이다. 안재현 등(2000)은 1990년 이후의 강우자료가 1년씩 포함될수록 100년 빈도 확률강우량 산정에 차이가 있다고 예증한 바 있으며, 이것은 자료의 보유기록에 따라서 강우 경향성의 변화추세가 나타나고 있음을 설명하고 있다. 그림 3의 (a)추풍령과 (b)대전은 추세선이 증가하는 지점들, (c)영주와 (d)제천은 감소하는 지점에 대하여 도시한 것이다.

각 지점의 1994년과 2009년까지의 자료들을 이용하여 추세선의 기울기를 비교했을 때, 기울기가 증가와 감소하는 경

표 4. 추세선의 증가/감소에 따른 지점 구분

구분	증가(10개 지점)	감소 지점(4개 지점)
지점	거창, 구미, 대전, 문경, 안동, 울진, 인제, 임실, 추풍령, 충주	대관령, 서귀포, 영주, 제천

향에 대해 구분하여(표 4 참고), 본 연구에서 제시한 6가지의 비정상성 확률강우량 산정 방법을 적용하였으며, 그 결과 증 추세선이 증가하는 지점(추풍령과 대전)과 감소하는 지점(영주와 제천)을 대표적으로 그림 4에 도시하였다. 또한 AMR에서 추세요소를 제거한 잔차 시계열은 세가지 경향성 검정법(Mann-Kendall test, Hotelling-Pabst test, Hypothesis Test on the Slope)를 적용한 결과, 5%의 유의수준 양측 검정에 대해 경향성이 없는 것으로 나타났다.

증가경향을 가지고 있는 지점은 회귀식을 이용한 Case 1의 방법을 적용하였고, 감소경향을 가지고 있는 지점은 회귀식의 평균을 이용한 Case 2의 방법으로 구분하여 적용한 결과, 2009년의 정상성 확률강우량을 기준으로 편차를 비교했을 때, 대체적으로 현시점 보다, 목표연도의 추세선이 증가 경향을 가지고 있는 지점에는 Case 1-Method 1의 방법이, 감소 경향을 가지고 있는 지점에는 Case 2-Method 1이 적절히 모의하였다. 또한 충주에서는 Case 1-Method 3이, 제천에서는 Case 2-Method 3의 적용성이 적합하였다(표 5와 6 참조).

재현기간 100년을 기준으로 각 지점의 정상성 강우빈도해

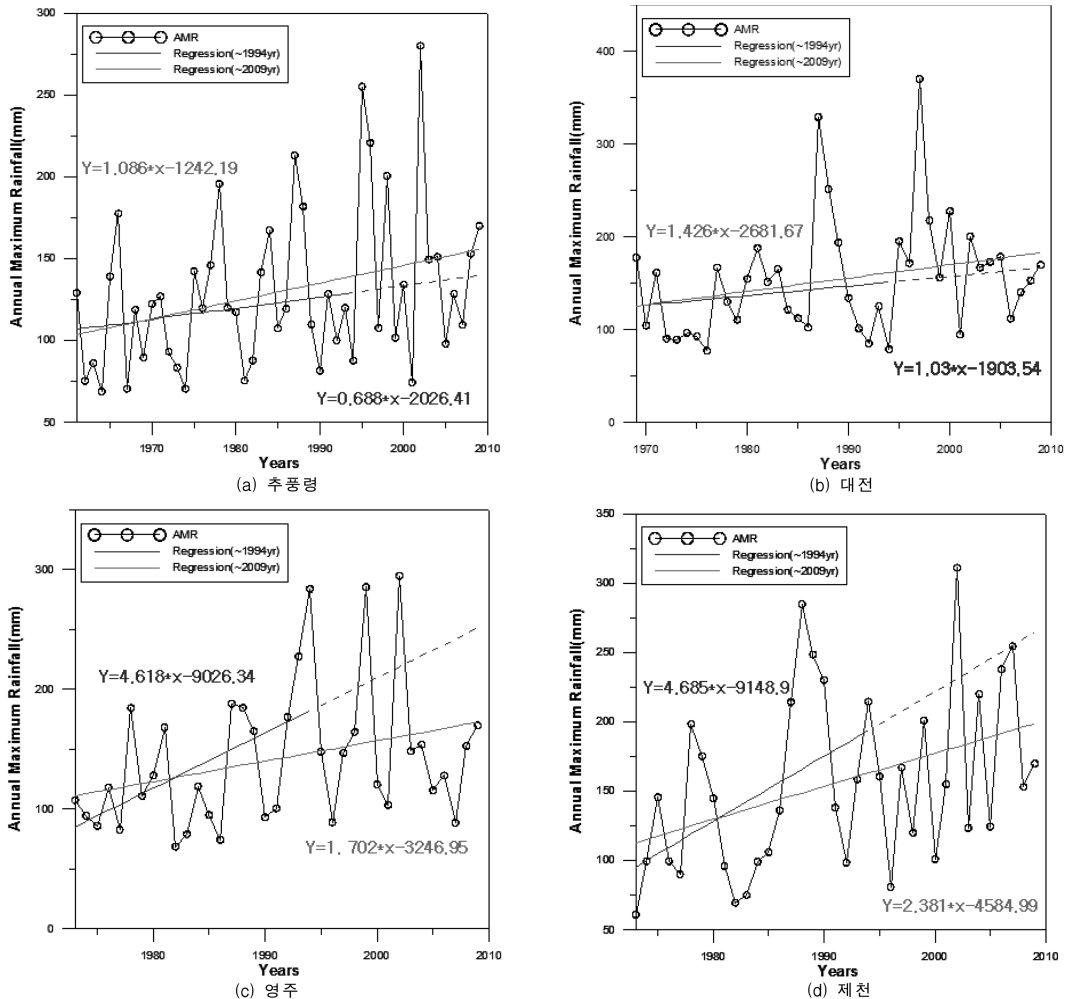


그림 3. 연최대강우자료와 추세선 분석

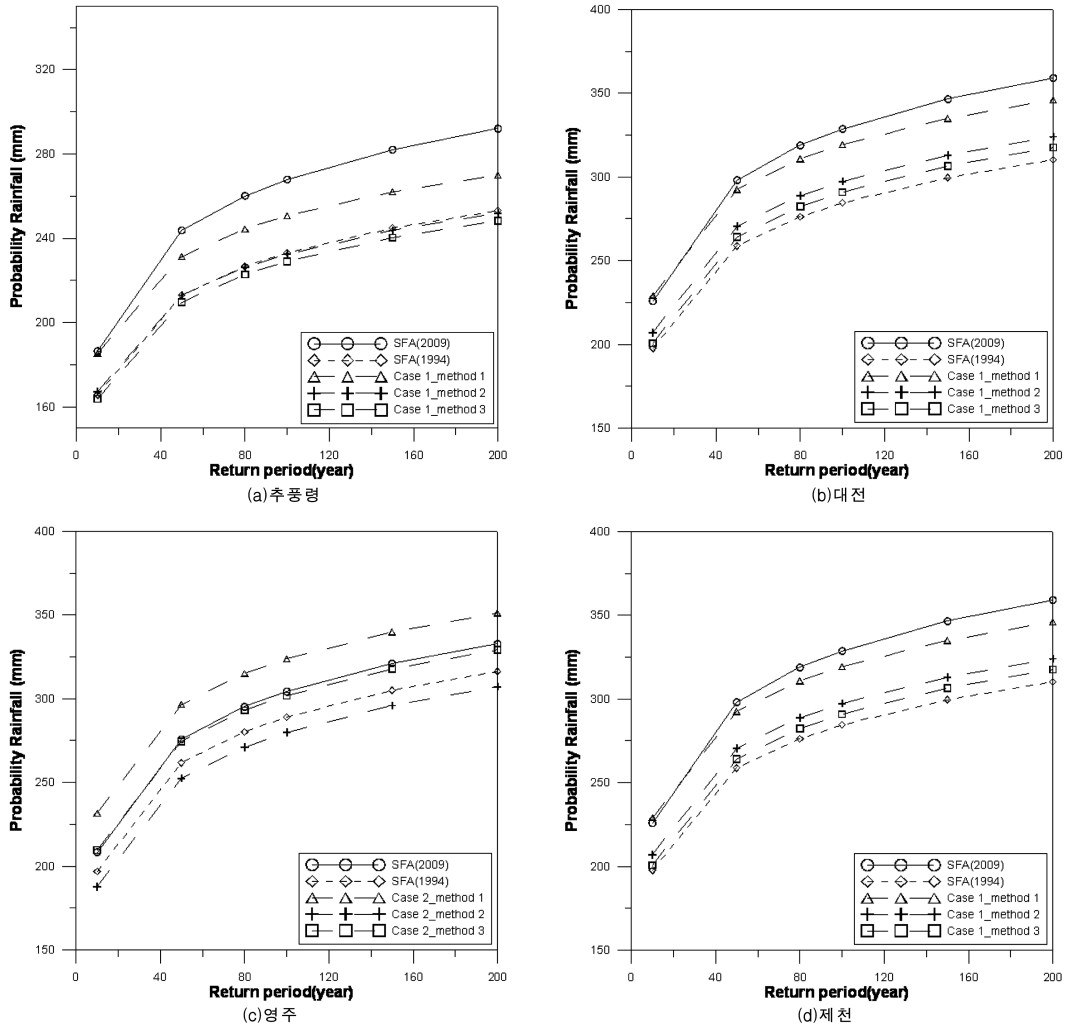


그림 4. 비정상성 확률강우량 산정법에 의한 빈도곡선

표 5. 증가 경향에 대한 확률강우량(Case 1)

지점	구분	재현기간(년)						
		10	50	80	100	150	200	
거창	2009년 정상성	205.1	266.1	283.6	291.9	306.9	317.5	
	1994년 정상성	175.2	222.9	236.5	243.0	254.8	263.1	
	1994년 비정상성	Method 1	195.5	243.5	257.2	263.7	275.5	283.9
		Method 2	181.0	229.0	242.7	249.3	261.1	269.5
Method 3		175.6	223.5	237.3	243.8	255.6	264.0	
구미	2009년 정상성	167.5	213.2	226.4	232.6	243.8	251.8	
	1994년 정상성	131.4	160.2	168.5	172.4	179.5	184.5	
	1994년 비정상성	Method 1	139.8	168.5	176.8	180.7	187.7	192.8
		Method 2	134.3	163.0	171.3	175.2	182.3	187.3
Method 3		131.4	160.1	168.3	172.2	179.3	184.3	
대전	2009년 정상성	225.9	298.1	318.9	328.7	346.5	359.1	
	1994년 정상성	197.8	258.8	276.3	284.6	299.6	310.3	
	1994년 비정상성	Method 1	229.1	292.5	310.7	319.3	335.0	346.0
		Method 2	207.1	270.5	288.7	297.4	313.0	324.1
Method 3		200.7	264.2	282.4	291.0	306.6	317.7	
문경	2009년 정상성	175.8	223.8	237.6	244.1	255.9	264.3	
	1994년 정상성	156.6	197.4	209.1	214.7	224.7	231.9	
	1994년 비정상성	Method 1	190.1	233.0	245.3	251.2	261.7	269.2
		Method 2	163.3	206.3	218.6	224.4	235.0	242.5
Method 3		159.7	202.6	214.9	220.7	231.3	238.8	

표 5. 계속

지점	구분		재현기간(년)					
			10	50	80	100	150	200
안동	2009년 정상성		166.5	220.7	236.2	243.6	257.0	266.4
	1994년 정상성		147.7	197.2	211.4	218.2	230.4	239.0
	1994년 비정상성	Method 1	147.5	197.1	211.3	218.0	230.3	238.9
		Method 2	149.4	199.0	213.2	220.0	232.2	240.8
Method 3		147.7	197.3	211.6	218.3	230.5	239.2	
울진	2009년 정상성		197.4	261.8	280.2	289.0	304.9	316.1
	1994년 정상성		178.1	233.8	249.8	257.4	271.1	280.9
	1994년 비정상성	Method 1	210.8	267.7	284.0	291.8	305.8	315.8
		Method 2	171.1	228.0	244.4	252.1	266.1	276.1
Method 3		179.3	236.2	252.6	260.3	274.4	284.3	
인제	2009년 정상성		231.3	311.3	334.3	345.2	364.9	378.9
	1994년 정상성		202.6	273.3	293.6	303.2	320.6	333.0
	1994년 비정상성	Method 1	229.6	300.1	320.4	330.0	347.4	359.7
		Method 2	209.8	280.3	300.5	310.1	327.5	339.8
Method 3		202.4	273.0	293.2	302.8	320.2	332.5	
임실	2009년 정상성		194.7	253.5	270.3	278.3	292.8	303.0
	1994년 정상성		176.3	227.6	242.4	249.3	262.0	271.0
	1994년 비정상성	Method 1	194.3	245.9	260.7	267.7	280.4	289.4
		Method 2	179.6	231.2	246.0	253.0	265.7	274.7
Method 3		176.7	228.3	243.1	250.1	262.8	271.8	
추풍령	2009년 정상성		186.5	243.7	260.1	267.9	282.0	292.0
	1994년 정상성		165.7	213.1	226.7	233.1	244.8	253.1
	1994년 비정상성	Method 1	185.5	231.4	244.5	250.7	262.0	270.0
		Method 2	167.3	213.1	226.2	232.5	243.8	251.8
Method 3		163.9	209.7	222.8	229.1	240.4	248.4	
충주	2009년 정상성		202.1	264.9	283.0	291.5	307.0	318.0
	1994년 정상성		187.8	246.3	263.0	271.0	285.4	295.6
	1994년 비정상성	Method 1	271.3	335.2	353.6	362.3	378.0	389.2
		Method 2	187.5	251.4	269.8	278.4	294.2	305.4
Method 3		194.8	258.7	277.0	285.7	301.5	312.6	

표 6. 감소 경향에 대한 확률강우량(Case 2)

지점	구분		재현기간(년)					
			10	50	80	100	150	200
대관령	2009년 정상성		327.6	446.2	480.3	496.4	525.6	546.4
	1994년 정상성		311.5	418.6	449.4	464.0	490.4	509.1
	1994년 비정상성	Method 1	347.7	454.9	485.7	500.2	526.7	545.4
		Method 2	304.1	411.3	442.1	456.7	483.1	501.8
Method 3		325.9	433.1	463.9	478.4	504.9	523.6	
서귀포	2009년 정상성		249.1	326.1	348.2	358.6	377.6	391.1
	1994년 정상성		226.0	291.3	310.0	318.9	335.0	346.4
	1994년 비정상성	Method 1	246.8	312.1	330.8	339.7	355.8	367.2
		Method 2	215.7	281.0	299.7	308.6	324.7	336.1
Method 3		231.3	296.6	315.3	324.2	340.3	351.7	
영주	2009년 정상성		208.5	275.9	295.2	304.4	321.0	332.8
	1994년 정상성		197.1	261.7	280.3	289.1	305.0	316.3
	1994년 비정상성	Method 1	231.8	296.5	315.1	323.9	339.9	351.2
		Method 2	187.9	252.6	271.2	280.0	295.9	307.2
Method 3		209.8	274.6	293.1	301.9	317.9	329.2	

표 6. 계속

지점	구분	재현기간(년)						
		10	50	80	100	150	200	
제천	2009년 정상성	239.4	322.4	346.2	357.5	378.0	392.5	
	1994년 정상성	223.3	302.2	324.8	335.5	355.0	368.7	
	1994년 비정상성	Method 1	258.5	337.3	360.0	370.7	390.1	403.9
		Method 2	220.2	299.0	321.6	332.4	351.8	365.6
		Method 3	239.3	318.2	340.8	351.5	370.9	384.7

석과, 본 연구에서 제시한 비정상성 강우빈도해석법에 결과를 이용하여 예측편차를 비교하였다. 예측편차는 2009년까지의 관측 강우자료를 이용하여 추정된 확률강우량을 참값으로 가정하고, 본 연구에서 현재로 가정한 1994년까지의 자료를 이용하여 정상성과 비정상성 방법으로 추정한 확률강우량의 편차를 의미한다. 거창은 16.7%에서 9.7%로, 구미는 25.9%에서 22.3%로, 대전은 13.4%에서 2.8%로, 문경은 12.1%에서 2.9%로, 안동은 10.4%에서 9.7%로, 울진은 10.9%에서 0.9%로, 인제는 12.2%에서 4.4%로, 임실은 10.4%에서 3.8%로, 추풍령은 13.0%에서 6.4%로, 충주는 7.0%에서 4.5%로, 대관령은 6.5%에서 0.8%로, 서귀포는 11.1%에서 5.3%로, 영주는 5.0%에서 0.8%로, 제천은 6.1%에서 1.7%로 예측편차가 감소하였다. 이것은 안동을 제외하고, 모든 지점에서 예측이 향상된 성과를 얻을 수 있었다. 하지만, 표 3과 같이 빈도별 동일한 추세요소 값을 적용하였기 때문에, 재현기간 10년에서 200년 빈도까지 확률강우량의 차이가 있지만, 빈도에 따라서 적용성의 차이가 있는 것으로 나타나고 있다.

6. 결 론

최근 비정상성 강우빈도해석에 관한 연구가 많이 진행되어지고 있는 가운데, 자료의 경향성을 기초로 방법론을 제시하는 연구가 다양하게 진행되고 있다. 기후변화에 따른 강우의 패턴이 변화하면서 연최대강우량이 증가 경향을 가지고 있는 것은 사실이다. 하지만 2004년과 2009년을 기준으로 분석한 경향성의 기울기를 비교했을 때, 경향성의 기울기가 일정하거나, 증가하는 경향을 보이는 곳은 줄어들고 있다. 현시점을 1994년이라 가정하고, 목표연도를 2009년이라 가정하였을 때, 추세선이 증가, 혹은 감소 경향을 가지게 되는지를 알아보았고, 2009년의 경향성이 있는 14개의 관측지점 대해, 대상지점으로 선정하였으며, 본 연구에서 제안하는 6개의 방법을 적용하였다. 그 결론은 다음과 같다.

1. 본 연구에서 제시한 비정상성 강우빈도해석 방법은 현시점을 기준으로 향후 목표연도의 강우 경향성의 추세선 기울기의 증가/감소에 따른 영향을 받는다.
2. 강우 추세선의 기울기의 증가/감소 경향에 따라 현시점의 자료를 이용하여 목표연도의 추세요소를 추정할 수 있고, 추세요소에 의해 기후변화에 따른 비정상성 확률강우량을 산정하여 정상성 확률강우량과 비교한 결과 5-25%의 예측편차를 1-22% 정도로 감소한 것을 확인하였다.
3. 기존의 연구들은 대체로 미래 목표연도까지 강우자료의

추세선 증가에 대해서만 고려하였지만, 본 연구에서는 추세선의 증가 및 감소의 경향을 모두 고려하는 방법론을 제시하였다. 기존 연구는 추세선이 증가되는 경우에만 적용이 가능하여 대상지점이 제한되어 있었지만, 본 연구에서는 향후 목표연도 추세선의 기울기의 증/감에 대한 선택이 가능하기 때문에, 미래 강우량 예측할 수 있는 기법과 함께 적용이 된다면, 모든 지점에 적용 가능한 방법이 될 것으로 판단된다.

4. 또한 지점에 대하여 각 빈도에 대해서 동일한 추세요소가 적용되었기 때문에 빈도별 오차가 상이하게 나타나고 있다. 특히 100년 빈도 이상의 확률강우량에 대해서는 짧은 자료로 인한 불확실성이 매우 커지기 때문에 추정량의 편차도 커지는 경향이 있다. 향후 이러한 문제를 정량적으로 고려하여 빈도별 가중치를 산정한다면 보다 효과적으로 비정상성 빈도해석이 실무에 적용될 수 있을 것으로 판단된다.

감사의 글

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

참고문헌

- 건설교통부(2000) 1999년도 수자원관리기법개발 연구조사 보고서, 제 1권 한국 확률강우량도 작성. 건설교통부.
- 권영문, 박진원, 김태웅(2009) 강우량의 증가 경향성을 고려한 목표연도 확률강우량 산정, **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제29권, 제2B호, pp. 131-139.
- 권현한, 김병식(2009) 비정상성 Markov Chain Model을 이용한 통계학적 Downscaling 기법 개발. **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제42권, 3호, pp. 213-225.
- 안재현, 김태웅, 유철상, 윤용남(2000) 자료기간 증가에 따른 확률강우량의 거동특성 분석, **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제33권, 5호, pp. 569-580.
- 오제승, 김지영, 김원(2007) 강우자료의 변동 특성 분석. **한국수자원학회 학술발표회 논문집**, 한국수자원학회, pp. 1602-1607.
- 이상복, 김경덕, 허준행(2004) 강우자료에 대한 변동성 및 경향성 해석, **한국수자원학회 학술발표회 논문집**, 한국수자원학회, pp. 696-700.
- 이정주, 권현한, 황규남(2010) 극치수문자료의 계절성 분석 개념 및 비정상성 빈도해석을 이용한 확률강우량 해석, **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제43권, 8호, pp. 733-745.
- 이창환, 안재현, 김태웅(2010a) 비정상성 강우빈도해석법에 의한 확률강우량의 평가. **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제43권, 2호, pp. 187-199.

- 이창환, 김태웅, 경민수, 김형수(2010b) BCM 모의 결과를 반영한 목표연도 확률강우량 산정. *대한토목학회논문집*, 대한토목학회, 제30권 제3B호, pp. 269-276.
- 정중호, 윤용남(2007) *수자원설계실무*. 구미서관
- Conover, W.J. (1971) *Practical Nonparametric Statistics*. John Wiley & Sons.
- Cunderlik, J.M. and Burn, D.H. (2003) Non-stationary pooled flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, Vol. 276, pp. 210-223.
- Franks, S.W. and Kuczera, G. (2002) Flood frequency analysis: Evidence and implications of secular climate variability, New South Wales. *Water Resources Research*, Vol. 38, No. 5, DOI: 10.1029/2001WR000232.
- Gellens, D. and Roulin, E. (1998) Streamflow response of Belgian catchment to IPCC climate change scenario. *Journal of Hydrology*, Vol. 210, pp. 242-258.
- Hayter, A.J. (2007) *Probability and Statistics for Engineers and Scientists*. Thomson Learning.
- He, Y., Brdossy, A., and Brommundt, J. (2006) Non-stationary flood frequency analysis insouthern Germany, The 7th International Conference on Hydro Science and Engineering, Philadelphia, USA.
- IPCC (2007) *WGI Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Jain, S. and Lall, U. (2000) Magnitude and timing of annual maximum floods: Trend and large-scale climatic associations for the Blacksmith Fork River, Utah. *Water Resources Research*, Vol. 36, No. 12, pp. 3641-3651.
- Jain, S. and Lall, U. (2001) Floods in a changing climate: Does the past represent the future? *Water Resources Research*, Vol. 37, No. 12, pp. 3193-3205.
- Kite, G.W. (1993) Application of a land class hydrological model to climate change. *Water Resource Research*, Vol. 29, No. 7, pp. 2377-2384.
- Mann, H.B. (1945) Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, Vol. 13, pp. 245-259.
- Mirza. M.Q., Warrick, R.A., Ericksen, N.J., and Kenny, K.J. (1998) Trend and persistence in precipitation in the Ganges, Brahmaputra and Meghna basin in the south Asia, *Hydrological Sciences-Journal*, Vol. 43, No. 6, pp. 845-858.
- Sankarasubramanian, A. and Lall, U. (2003) Flood quantiles in a changing climate: Seasonal forecasts and causal relations, *Water Resources Research*, Vol. 39, No. 5, DOI: 10.1029/2002WR001593.
- Stedinger, J.R., Vogel, R.M., and Foufoula-Georgiou, E. (1993) Frequency analysis of extreme events, *Handbook of Hydrology*, D. Maidment, ed., McGraw-Hill, New York, pp. 18.1-18.66.
- Sugahara, S., Rocha R.P.da., and Silveira, R. (2009) Non-stationary frequency analysis of extreme daily rainfall in Sao Paulo, Brazil, *International Journal of Climatology*, Vol. 29, pp. 1339-1349.

(접수일: 2011.4.11/심사일: 2011.6.1/심사완료일: 2011.8.11)