

# 비정상성 강우빈도해석법에 의한 확률강우량의 평가

## Evaluation of Probability Rainfalls Estimated from Non-Stationary Rainfall Frequency Analysis

이 창 환\* / 안 재 현\*\* / 김 태 응\*\*\*

Lee, Chang Hwan / Ahn, Jae Hyun / Kim, Tae-Woong

### Abstract

This study evaluated applicability and confidence of probability rainfalls estimated by the non-stationary rainfall frequency analysis which was recently developed. Using rainfall data at 4 sites which have an obvious increasing trend in observations, we estimated 3 type probability rainfalls; probability rainfalls from stationary rainfall frequency analysis using data from 1973-1997, probability rainfalls from stationary rainfall frequency analysis using data from 1973-2006, probability rainfalls from non-stationary rainfall frequency analysis assuming that the current year is 1997 and the target year is 2006. Based on the comparison of residuals from 3 probability rainfalls, the non-stationary rainfall frequency analysis provided more effective and well-directed estimates of probability rainfalls in the target year. Using Bootstrap resampling, this study also evaluated the parameter estimation methods for the non-stationary rainfall frequency analysis based on confidence intervals. The confidence interval length estimated by the maximum likelihood estimation (MLE) is narrower than the probability weighted moments (PWM). The results indicated that MLE provides more proper confidence than PWM for non-stationary probability rainfalls.

**Keywords** : Non-stationary rainfall frequency analysis, Probability rainfall, Confidence interval

### 요 지

본 연구는 최근에 개발된 비정상성 강우빈도해석법을 적용하여 추정된 확률강우량에 대한 적용성 및 신뢰성을 평가하였다. 이를 위하여 기상청 관할 강우관측소 중 자료의 증가 경향성이 유의한 4개 지점에 대하여 3가지 형태의 확률강우량을 산정하였다. 첫 번째 확률강우량은 1973-1997년의 관측자료를 가지고 일반적인 강우빈도해석을 적용하여 추정된 확률강우량(SPR1997)이고, 두 번째 확률강우량은 1973-2006년의 관측자료를 가지고 일반적인 강우빈도해석을 적용하여 추정된 확률강우량(SPR2006), 그리고 세 번째 확률강우량은 1973-1997년의 강우량 자료를 가지고 1997년을 현재시점이라 가정하여 2006년의 확률강우량을 비정상성 강우빈도해석법을 적용하여 추정된 확률강우량(NSPR2006)이다. 2006년을 목표연도라 가정하고, 확률강우량을 비교분석한 결과, 비정상성 강우빈도해석법에 의한 확률강우량(NSPR2006)이 정상성 확률강우량(SPR1997)에 비해 목표연도의 확률강우량에 대하여 적절한 값을 추정

\* 정회원, 한양대학교 대학원 건설환경공학과 석사과정

Graduate Student, Dept. of Civil and Environmental Engineering, Hanyang University, Seoul 133-791, Korea

\*\* 정회원, 서경대학교 토목공학과 조교수

Assistant Professor, Dept. of Civil Engineering, Seokyeong University, Seoul 136-704, Korea

\*\*\* 정회원, 교신저자, 한양대학교 건설환경시스템공학전공 조교수

Corresponding Author, Assistant Professor, Dept. of Civil and Environmental System Engineering, Hanyang University, Ansan 426-791, Korea

(e-mail: twkim72@hanyang.ac.kr)

하는 것으로 나타났다. 본 연구는 또한 Bootstrap 기법을 이용한 신뢰구간을 비교하여 비정상성 확률강우량 추정에 적용되는 매개변수 추정법에 대한 평가를 수행하였다. 최우도법에 의한 신뢰구간 길이가 확률가중모멘트법에 의한 신뢰구간 길이보다 짧게 나타났으며, 이는 최우도법이 비정상성 강우빈도해석법에 적용되어 신뢰성 높은 확률강우량을 추정하는 것으로 판단된다.

**핵심용어** : 비정상성 강우빈도해석법, 확률강우량, 신뢰구간

## 1. 서 론

최근 우리나라는 과거 관측사상을 훨씬 상회하는 집중호우와 태풍에 의한 홍수가 빈번히 발생하고 있다. 1995년 태풍 재니스, 1996년 집중호우, 1998년 태풍 야니, 1999년 집중호우, 2000년 태풍 프라피룬, 2001년 서울 지역의 도시 집중호우 등 극한 호우사상에 의한 홍수 피해는 해를 거듭할수록 늘어나고 있는 실정이다(정대일 등, 2008). 또한 기상청 관할 56개 강우관측소의 강우자료(30년 이상)를 분석해 본 결과, 통계적으로 유의한 경향성을 가지고 있는 지점은 7개 지점에 지나지 않으나, 대부분의 지점에서 회귀직선이 양의 기울기를 가지고 있다(권영문 등, 2009). 하지만 일반적인 강우 및 홍수 빈도분석은 연 최대 강우량 또는 홍수량이 기후변화와 같은 장기적 변동에 영향을 받지 않는 정상성(stationary)임을 가정하고 있어(Stedinger *et al.*, 1993), 강우나 유출의 증가 경향을 확률강우량이나 확률홍수량의 추정에 반영하지 못하는 실정이다.

기후변화가 수문학적 극한사상에 미치는 잠재적 영향은 지난 수십년간 수자원공학 관련 분야에 많은 관심을 이끌어 왔으며 많은 연구들이 전 지구적 온난화로 인해 극한 수문사상의 규모 및 빈도가 증가한다는 결과를 보여 주었다(Kite, 1993; Boorman and Sefton, 1997; Panagoulia and Dimou, 1997; Gellens and Roulin, 1998; Mirza *et al.*, 1998). 또한 최근 들어서 설계규모를 넘어서는 극한 강우사상의 발생은 여러 수공구조물과 홍수방어시스템을 파괴하는 원인이 되고 있기 때문에 극한 강우사상에 대한 현재의 시공간적 특성을 파악하는 것과 미래의 기후변화 하에서 극한사상이 어떻게 변화하고 수공구조물의 수명기간동안 수문변수의 분포형이 어떻게 변화할지를 이해하기 위한 연구가 진행되어져 왔다(Fowler and Kilsby, 2003a,b; Wang and Yang, 2005; Griffis and Stedinger, 2007).

우리나라의 경우, 오재호와 홍성길(1995)은 3개 GCM 모형의 기후변화 실험에 따른 광역적 강수변동 자료로부터 Robinson and Finkelstein (1991)이 제시한 혼합적 방법에 의한 계산을 실시하여 대기중 CO<sub>2</sub> 배중에 따른 한반도 강수량 변화를 예측하였다. 윤용남 등

(1999)은 지구온난화에 따른 홍수 및 가뭄의 빈도변화 분석을 실시하기 위하여 현재 상태가 지구온난화 과정의 한 시점이라는 가정 아래 현재까지 관측된 일강수량 자료를 분석하여 과거 연강수량의 증가가 일강수량의 분포에 어떤 식으로 영향을 미치고 있는지를 분석하였다. 김병식 등(2003)은 통계학적 축소기법을 이용하여 국지규모의 기후변화의 영향을 평가할 수 있는 방법을 제시하였다. 또한 통계학적 회귀방법인 전이함수와 추계학적 일기발생 모형을 이용하여 전국 규모의 기후변화 시나리오를 작성하였다.

국내외의 연구동향을 분석해 본 결과, 국외 연구에서는 다양한 방법을 이용하여 홍수량, 강우량 추정을 하고 있으나, 국내의 연구방법은 GCM 자료와 기후변화 시나리오를 이용한 방법이 주를 이루고 있다. 하지만 유철상 등(2006)에 의하면 강우의 GGM 자료는 많은 불확실성이 내포되어 있으며, 국내 실정에 적합한 기후변화 시나리오가 정립되지 않아 기후변화 시나리오를 이용한 방법의 신뢰성에는 의문을 가질 수밖에 없다. 최근 들어 이러한 문제점을 해결하기 위한 연구가 국내외에서 진행되고 있다. Stedinger and Crainiceanu (2001)은 비정상성을 고려한 연 최대 홍수량의 추정을 위해 평균의 선형추세를 고려한 이변수 대수정규분포모형과 대수정규 ARMA모형을 제안하였다. 또한 Strupczewski *et al.* (2001)은 확률밀도함수의 매개변수를 시간의 변수로 해석하도록 제안하였다. He *et al.* (2006)은 일정 기간을 이동하면서 산정한 매개변수에 비선형 회귀식을 적용하였지만, 이는 과거 자료에 비해 근래 자료의 증가가 클 경우 비정상적으로 큰 확률강우량의 변화를 예측하게 된다는 단점을 가지고 있다. 권영문 등(2009)에서는 He *et al.* (2006)에서 제안한 방법의 문제점을 해결하기 위하여 빈도해석의 경우 전 자료기간에 매년 강우 자료가 추가 되면서 확률강우량 값이 변하게 된다는 점을 밝히고, 강우자료의 초기 20년을 기준으로 1년씩 자료를 추가 하면서 변화하는 자료의 평균과 매개변수 간 관계를 이용하여 목표연도 확률강우량을 추정하였다. 이러한 비정상성 강우빈도해석법을 이용하여 추정된 목표연도 확률강우량은 현시점의 확률강우량 보다 증가된 값을 가지고 있으며, 이는 기후변화 등으로 인한 강우강도의 증

가경향을 확률강우량 추정에 반영한 결과이다.

본 연구에서는 권영문 등(2009)에서 제시한 비정상성 강우빈도해석법이 실제 목표연도 확률강우량을 추정하는데 적용성과 신뢰성을 가지는지를 검토하기 위하여, 현재시점에서는 경향성을 가지지는 않으나, 목표연도에서는 경향성을 가지는 관측지점을 대상으로 3가지 형태의 확률강우량을 비교 분석하였다. 첫 번째 확률강우량은 1973~1997년의 관측자료를 가지고 일반적인 강우빈도해석을 적용하여 추정한 확률강우량(Stationary Probability Rainfall; SPR1997)이다. 이 확률강우량은 강우자료의 정상성 가정을 바탕으로 목표연도(2006년)의 설계강우량으로 이용되고 있다. 두 번째 확률강우량은 1973~2006년의 관측자료를 가지고 일반적인 강우빈도해석을 적용하여 추정한 확률강우량(Stationary Probability Rainfall; SPR2006)이다. 이 확률강우량은 본 연구에서 비교분석을 위한 기준확률강우량이 된다. 그리고 세 번째 확률강우량은 1973~1997년의 강우량 자료를 가지고 1997년을 현재시점이라 가정하여 2006년의 확률강우량을 비정상성 강우빈도해석법을 이용하여

추정한 확률강우량(Non-Stationary Probability Rainfall ; NSPR2006)이다.

## 2. 연구 자료

30년 이상 자료 보유 기간을 가진 기상청 관할 56개 강우관측소의 자료(24시간 지속기간)에 대해 통계학적 경향성 검정(Kendall, Hotelling-Pabst, Wald-Wolfowitz 검정법)을 실시한 결과 증가 경향이 존재하는 지점은 거창, 대전, 문경, 선산, 영주, 인제, 제천 등 7개 지점이다(권영문 등, 2009). 이 중 4개 지점(영주, 문경, 거창, 선산)은 각각 2002, 1998, 2004, 1998년부터 유의수준 5%( $Z_{1-\alpha/2}=\pm 1.96$ )에서 경향성이 유의해 지는 지점이다(Table 1). 4개 지점의 시계열(Fig. 1)은 회귀직선의 기울기가 양의 값을 가지고 있으며, 연최대치 자료계열이 추가되면서 경향성이 유의해 지는 것을 확인할 수 있다. 따라서, 본 연구는 현시점을 1997년, 목표연도를 2006년이라 가정하고, 이들 4개 지점에 대하여 비정상성 강우빈도해석법을 적용하여 추정한 확률강우량의 적용성 및 신뢰성을 평가하였다.

Table 1. Results of Trend Tests

Site	Kendall		Hotelling-Pabst		Spearman's-rho		Time that trend is significant
	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	
Yeongju	1.56	No Trend	-1.71	No Trend	1.79	No Trend	2002
	Z(2001)	Result	Z(2001)	Result	Z(2001)	Result	
	1.78	No Trend	-1.92	No Trend	2.03	Trend	
	Z(2002)	Result	Z(2002)	Result	Z(2002)	Result	
	2.21	Trend	-2.29	Trend	2.49	Trend	
Mungyeong	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	1998
	1.66	No Trend	-1.63	No Trend	1.69	No Trend	
	Z(1998)	Result	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	
	2.07	Trend	-1.99	Trend	2.13	Trend	
Geochang	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	2004
	0.28	No Trend	-0.60	No Trend	0.59	No Trend	
	Z(2003)	Result	Z(2003)	Result	Z(2003)	Result	
	1.55	No Trend	-1.71	No Trend	1.77	No Trend	
	Z(2004)	Result	Z(2004)	Result	Z(2004)	Result	
	1.98	Trend	-2.09	Trend	2.22	Trend	
Seonsan	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	Z(1997)	Result	1998
	1.75	No Trend	-1.56	No Trend	-0.14	No Trend	
	Z(1998)	Result	Z(1998)	Result	Z(1998)	Result	
	2.20	Trend	-1.97	Trend	2.11	Trend	

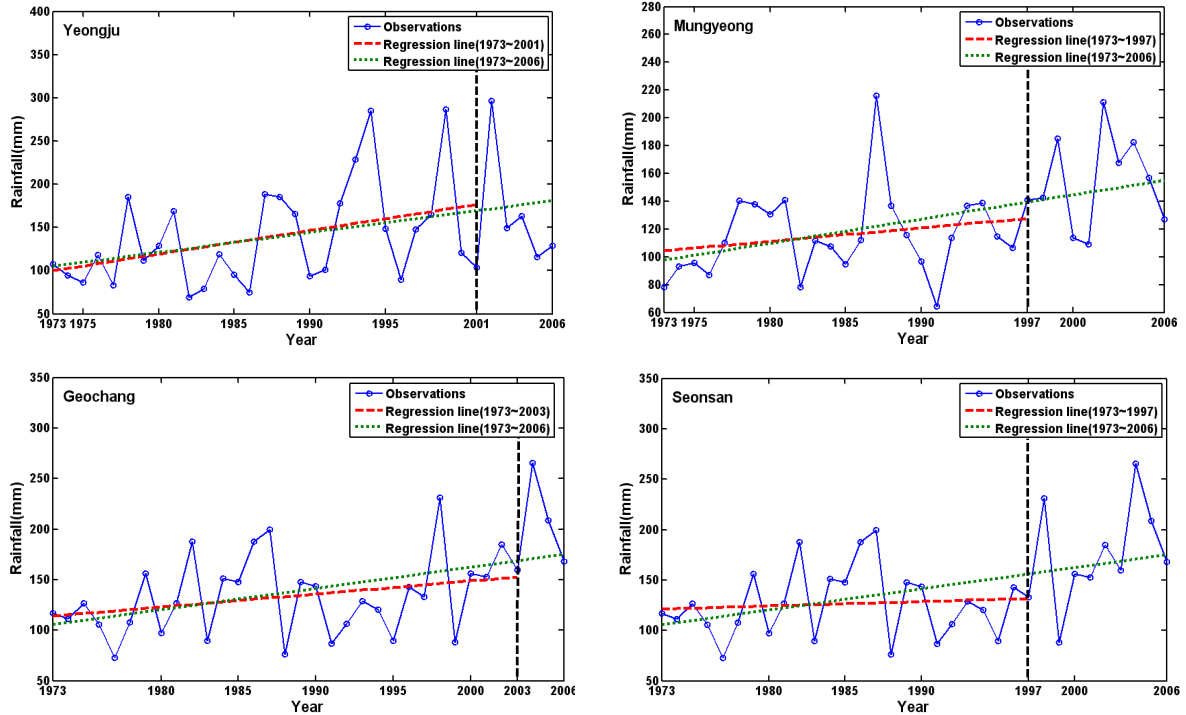


Fig. 1. Time Series of Annual Maximum Rainfall

### 3. 확률분포함수 및 매개변수 추정

본 연구에서는 권영문 등(2009)에서 적용한 분포형인 Gumbel 분포형을 사용하였다. Gumbel 분포는 강우빈도해석시 실무에서 가장 많이 선택하여 사용되는 분포이며 '한국 확률강우량도 작성'(건설교통부, 2000)에서 우리나라의 최적 확률분포형을 Gumbel 분포로 채택한 바 있다. Gumbel 분포의 확률밀도함수와 누가확률분포함수는 Eqs. (1)~(2)와 같다.

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

$$-\infty < x < \infty$$

$$F(x) = \exp\left[-\exp\left(\frac{x-x_0}{\alpha}\right)\right] \quad (2)$$

여기서,  $\alpha$ 는 축척매개변수(scale parameter),  $x_0$ 는 위치매개변수(location parameter)이다. 매개변수 추정법은 권영문 등(2009)에서 적용한 최우도법 외에 가장 최근에 도입된 방법으로 무차원화된 변동계수와 왜곡도계수의 L-모멘트 추정치가 거의 편의되어 있지 않고 정규분포에 가까워 최우도법 만큼 효율적인 방법(정중호와 윤용남, 2007)인 확률가중모멘트법을 추가하여 적용하였다. Table 2는 본 연구의 대상지점의 적합도 검정 결과를 나타내고 있다. 4개 대상지점 모두 적합도 검정을 만족하고 있음을 확인할 수 있다.

Table 2. Goodness of Fit Tests

Site	Chi-Square test			K-S test			PPCC test		
	$\chi^2$	$\chi^2_{1-\alpha, v}$	Result	$D_{max}$	$D_n^\alpha$	Result	$\gamma$	$\gamma_\alpha$	Result
Yeongju	3.18	7.81	Accepted	0.11	0.23	Accepted	0.98	0.95	Accepted
Mungyeong	6.64		Accepted	0.10		Accepted	0.99		Accepted
Geochang	1.36		Accepted	0.08		Accepted	1.00		Accepted
Seonsan	5.36		Accepted	0.14		Accepted	0.98		Accepted

#### 4. 연구절차

권영문 등(2009)에서 제시한 비정상성 강우빈도해석의 절차는 Fig. 2(a)와 같다. 정상성 강우빈도해석의 경우 자료의 정상성을 가정하고 시행하는 방법으로 전 자료기간에 대하여 확률강우량을 산정하고, 이를 목표연도 확률강우량으로 사용하기 때문에 강우자료가 증가하고 있는 경향은 반영할 수 없다. 이러한 문제를 극복하기 위하여 권영문 등(2009)에서는 전 자료기간에 매년 강우의 자료가 추가되면서 매개변수 값이 변화하고 이에 따라 확률강우량이 변화한다는 점을 밝히고, 강우자료의 초기 20년을 기준으로 1년씩 자료를 추가하면서 변화하는 자료의 평균과 매개변수 간 관계를 확률강우량 산정에 반영하였다. 이는 매년 강우자료의 추가로 기존 강우데이터를 포함한 매개변수의 변화를 반영할 수 있어 강우의 증가경향을 반영할 수 있다.

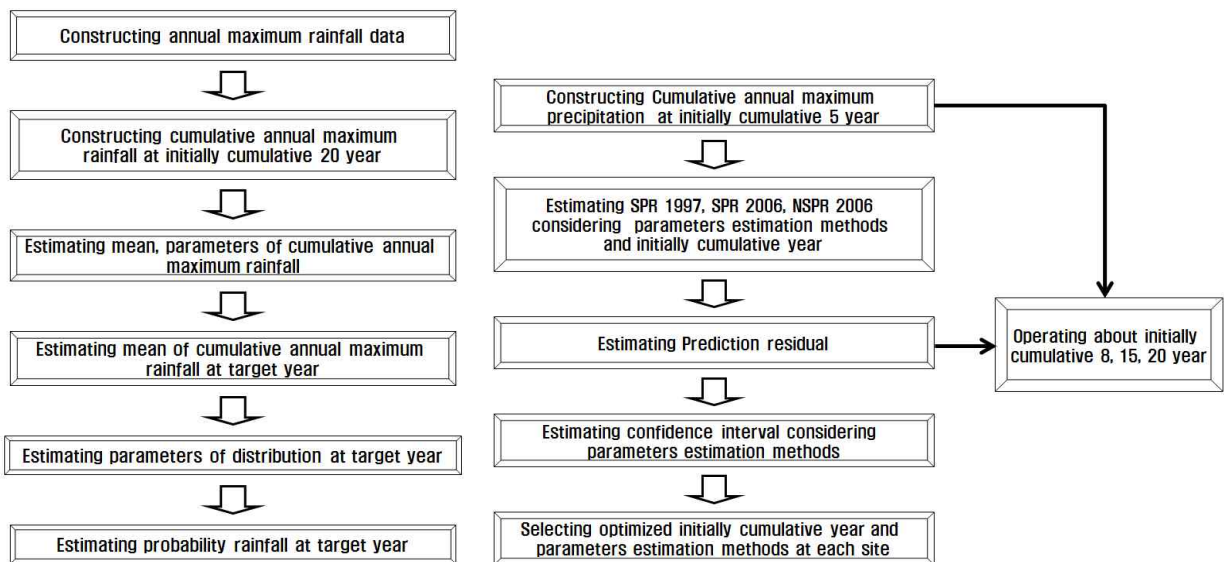
본 연구에서는 권영문 등(2009)에서 제안한 비정상성 강우빈도해석법의 적합성을 검토하기 위하여 비정상성 강우빈도해석법의 시작단계이며 목표연도 확률강우량 산정에 가장 큰 영향을 줄 수 있는 초기 누적연도를 바꾸어가며 정상성 확률강우량과의 비교를 통해 적용성 분석을 실시하였다. 본 연구에서 수행하는 적용성 검토의 절차는 Fig. 2(b)와 같다. 첫 단계로 연구대상지점에 대하여 초기 누적연도를 5년부터 1년씩 누적한 연 최대 자료를 구축한 후 최우도법과 확률가중모멘트법을 사용하여 매개변수를 추정한다. 다음 단계로 각 매개변수 추정법 별로 추정된 매개변수를 SPR2006, SPR1997, NSPR2006을 산정한 후 SPR2006을 기준으로 SPR1997

과 NSPR2006의 예측편차를 산정한다. 이러한 과정을 초기 누적연도 5, 8, 15, 20년에 대하여 반복 시행한다. 이는 초기 누적연도를 변화시킴으로써 각 지점의 관측 강우량의 특성을 반영하여 매개변수의 변화를 고려하기 위함이다.

SPR2006과 SPR1997의 편차는 현시점을 1997년이라 가정했을 때 1997년까지의 자료를 가지고 산정한 확률강우량이 2006년에서 얼마나 왜곡되었는지를 판단하기 위한 값이 되며, SPR2006과 NSPR2006의 편차는 현시점을 1997년이라 가정했을 때 비정상성 방법을 사용하여 산정한 확률강우량의 값이 2006년에서 얼마나 왜곡되는지를 판단하기 위한 값이다. 또한 예측편차 값을 가장 작은 초기 누적연도에서의 확률강우량에 대하여 매개변수 추정방법별 확률강우량 신뢰구간을 추정함으로써 매개변수 추정법에 대한 비교분석을 실시하였다.

#### 5. 자료구축

본 연구는 4개의 대상지점에 대하여 초기 누적연도를 변화시켜가며 자료구축을 실시하였다. 안재현 등(2000)에서는 초기 20년을 기준으로 1년씩 강우자료를 추가하여 나타난 변화가 최근의 변화 양상을 가장 잘 표현할 수 있다고 제안하고 있으나, 현재 국내의 강우자료 보유기간이 짧고, 권영문 등(2009)에서 제안한 비정상성 강우빈도해석법에서 초기 누적연도를 설정함에 있어 20년이 적합한가는 의문이라 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 초기 누적연도를 5, 8, 15, 20년으로 변화시켜가며 비정상성 강우빈도해석을 수행하기 위한 자료구축을 실시하였다. Table 3은 초기 누적연도



(a) Procedure of non-stationary frequency analysis

(b) Procedure of applicability analysis

Fig. 2. Procedure of Analyses

(number of years of first accumulation,  $N_{\text{first}}$ ) 8년에서 영주지점 연 최대 강우량 누적 자료와 매개변수 추정방법별 위치 및 척도매개변수를 예시적으로 나타낸다.

Fig. 3은 초기 누적연도를 8년으로 했을 때의 영주

지점 평균 강우량과 매개변수 관계와 회귀직선을 나타낸 그림으로, 연 최대 강우량 평균과 매개변수 간 상관계수(Correlation coefficient, CC)가 매우 높음을 알 수 있다.

Table 3. Cumulative Annual Maximum Rainfall Data (Yeongju,  $N_{\text{first}}=8$  years) (unit: mm)

No	Year	Mean (mm)	MLE		PWM	
			Location parameter	Scale parameter	Location parameter	Scale parameter
1	1973~1980	114.55	101.58	20.411	99.671	25.778
2	1973~1981	120.59	105.49	24.309	103.61	29.419
3	1973~1982	115.42	99.271	26.857	97.531	30.992
4	1973~1983	112.14	96.248	25.711	94.608	30.367
5	1973~1984	112.75	97.432	25.318	96.062	28.911
6	1973~1985	111.42	96.743	23.984	95.497	27.578
7	1973~1986	108.79	94.125	23.62	92.899	27.522
8	1973~1987	114.12	97.218	27.179	95.91	31.548
9	1973~1988	118.58	100.07	30.029	98.909	34.081
10	1973~1989	121.36	102.28	31.552	101.29	34.771
11	1973~1990	119.82	101.25	30.336	100.29	33.842
12	1973~1991	118.84	100.86	29.223	99.894	32.818
13	1973~1992	121.79	102.97	31.011	102.17	33.989
14	1973~1993	126.87	105.87	34.401	104.88	38.083
15	1973~1994	134.06	109.38	39.339	108.09	45.004
16	1973~1995	134.70	110.44	39.193	109.14	44.266
17	1973~1996	132.81	108.88	38.156	107.65	43.586
18	1973~1997	133.4	109.87	38.026	108.63	42.905

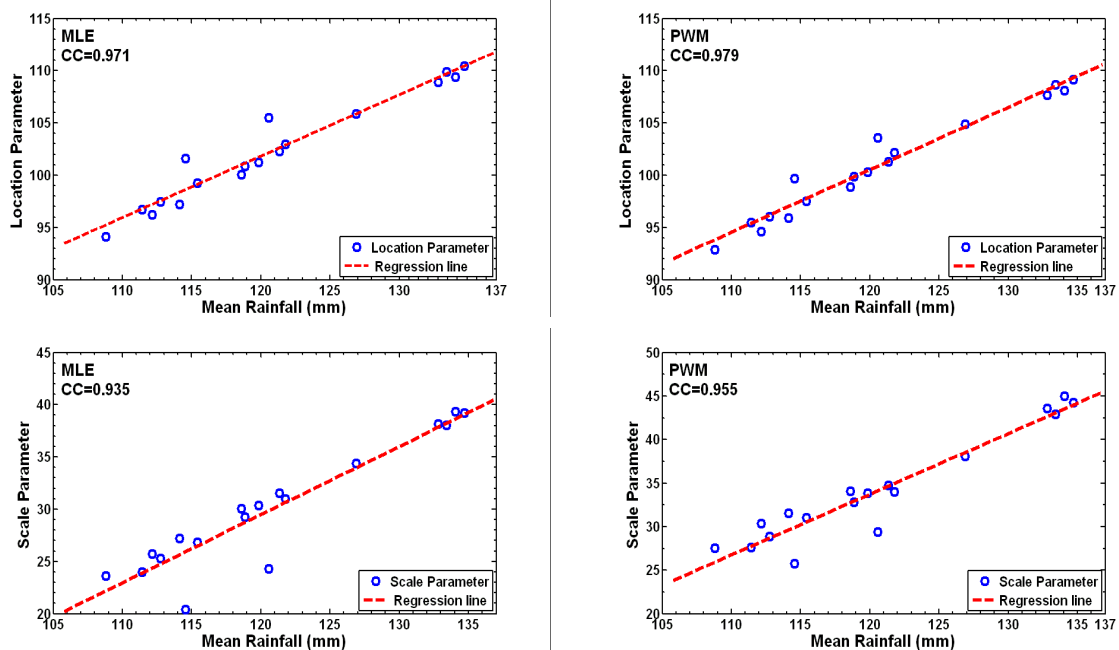


Fig. 3. Correlation of Mean Rainfall and Parameters at Yeongju ( $N_{\text{first}}=8$  years)

Table 4. Probability Rainfalls and Prediction Residuals Using MLE (unit: mm)

Site	Method	N <sub>first</sub>	Return Period (year)				
			10	50	100	200	500
Yeongju	SPR2006	-	211.09	280.05	309.2	338.24	376.56
	SPR1997	-	195.45	258.25	284.8	311.25	346.15
	NSPR2006	5	218.69	294.95	327.19	359.31	401.69
		8	216.52	290.54	321.84	353.02	394.15
		15	237.05	321.16	356.71	392.14	438.88
		20	240.62	327.74	364.56	401.26	449.67
	PR	1	7.41	7.78	7.89	7.98	8.08
		2	3.60	5.32	5.82	6.23	6.67
		3	2.57	3.75	4.09	4.37	4.67
		4	12.30	14.68	15.37	15.94	16.55
5		13.99	17.03	17.90	18.63	19.42	
Mungyeong	SPR2006	-	174.75	222.15	242.19	262.15	288.49
	SPR1997	-	157.26	197.39	214.35	231.25	253.55
	NSPR2006	5	174.86	224.08	244.89	265.63	292.98
		8	164.21	207.95	226.44	244.87	269.18
		15	154.51	194.54	211.46	228.32	250.57
		20	163.76	205.15	222.64	240.08	263.08
	PR	1	10.01	11.15	11.50	11.79	12.11
		2	0.06	0.87	1.11	1.33	1.56
		3	6.03	6.39	6.50	6.59	6.69
		4	11.58	12.43	12.69	12.90	13.14
5		6.29	7.65	8.07	8.42	8.81	
Geochang	SPR2006	-	200.58	259.85	284.91	309.88	342.82
	SPR1997	-	174.09	220.7	240.41	260.04	285.94
	NSPR2006	5	203.3	264.29	290.08	315.77	349.67
		8	196.46	254.81	279.47	304.05	336.47
		15	163.5	206.01	223.98	241.89	265.52
		20	167.75	211.38	229.83	248.2	272.45
	PR	1	13.21	15.07	15.62	16.08	16.59
		2	1.36	1.71	1.81	1.90	1.99
		3	2.05	1.94	1.91	1.88	1.85
		4	18.49	20.72	21.39	21.94	22.55
5		16.37	18.65	19.33	19.90	20.53	
Seonsan	SPR2006	-	162.85	206.53	224.99	243.38	267.65
	SPR1997	-	141.72	175.36	189.58	203.75	222.45
	NSPR2006	5	151.65	189.83	205.97	222.06	243.28
		8	154.84	194.75	211.62	228.43	250.61
		15	139.46	171.93	185.66	199.34	217.38
		20	160.44	202.93	220.89	238.79	262.4
	PR	1	12.98	15.09	15.74	16.28	16.89
		2	6.88	8.09	8.45	8.76	9.11
		3	4.92	5.70	5.94	6.14	6.37
		4	14.36	16.75	17.48	18.10	18.78
5		1.48	1.74	1.82	1.89	1.96	

Table 5. Probability Rainfalls and Prediction Residuals Using PWM (unit: mm)

Site	Method	N <sub>first</sub>	Return Period (year)				
			10	50	100	200	500
Yeongju	SPR2006	-	221.86	299.62	332.49	365.24	408.45
	SPR1997	-	205.19	276.05	306	335.85	375.23
	NSPR2006	5	229.18	313.9	349.71	385.39	432.47
		8	227.37	310.14	345.13	380	425.99
		15	251.02	346.42	386.75	426.93	479.95
		20	259.93	362.77	406.25	449.56	506.71
	PR	1	7.51	7.87	7.97	8.05	8.13
		2	3.30	4.77	5.18	5.52	5.880
		3	2.48	3.51	3.80	4.04	4.29
		4	13.14	15.62	16.32	16.89	17.51
5		17.16	21.08	22.18	23.09	24.06	
Mungyeong	SPR2006	-	174.24	221.46	241.43	261.32	287.56
	SPR1997	-	155.25	193.92	210.27	226.56	248.06
	NSPR2006	5	176.03	226.25	247.48	268.63	296.54
		8	167	213.15	232.66	252.09	277.74
		15	155.57	196.66	214.04	231.35	254.19
		20	156.42	192.02	207.07	222.07	241.85
	PR	1	10.90	12.44	12.91	13.30	13.74
		2	1.03	2.16	2.51	2.80	3.12
		3	4.16	3.75	3.63	3.53	3.41
		4	10.72	11.20	11.34	11.47	11.60
5		10.23	13.29	14.23	15.02	15.90	
Geochang	SPR2006	-	202.05	262.82	288.5	314.1	347.86
	SPR1997	-	173.69	220.3	240	259.63	285.53
	NSPR2006	5	208.18	273.9	301.69	329.37	365.89
		8	198.62	259.27	284.91	310.45	344.15
		15	163.91	206.9	225.08	243.19	267.08
		20	168.77	213.43	232.31	251.12	275.94
	PR	1	14.04	16.18	16.81	17.34	17.92
		2	3.03	4.22	4.57	4.86	5.18
		3	1.70	1.35	1.24	1.16	1.07
		4	18.88	21.28	21.98	22.58	23.22
5		16.47	18.79	19.48	20.05	20.67	
Seonsan	SPR2006	-	168.7	217.19	237.69	258.11	285.06
	SPR1997	-	145.64	182.59	198.21	213.78	234.31
	NSPR2006	5	155.73	197.24	214.78	232.27	255.33
		8	159.37	202.97	221.4	239.77	264
		15	144.03	180.35	195.7	211	231.18
		20	164.76	210.86	230.34	249.76	275.38
	PR	1	13.67	15.93	16.61	17.17	17.80
		2	7.69	9.19	9.64	10.01	10.43
		3	5.53	6.55	6.85	7.11	7.39
		4	14.62	16.96	17.67	18.25	18.90
5		2.34	2.91	3.09	3.24	3.40	



## 6. 적용성 분석 및 신뢰구간 추정

### 6.1 적용성 분석

본 연구에서는 대상지점인 4개 지점(영주, 문경, 거창, 선산) 1973~2006년의 지속기간 24시간 연 최대치 강우량 자료를 이용하여 현시점을 1997년이라 가정하고, 매개변수 추정방법과 초기 누적연도를 5, 8, 15, 20년으로 변화시켜가며 확률강우량을 산정하여 SPR2006을 기준으로 예측편차(Prediction Residual, PR)를 산정하였다.

$$PR = \frac{|X - Y|}{X} \times 100 \quad (3)$$

여기서, X는 SPR 2006을 나타내며 Y는 SPR1997 또는 NSPR2006을 나타낸다. Table 4는 최우도법(MLE)으로 추정된 영주지점의 확률강우량과 예측편차를 나타내며, Table 5은 확률가중모멘트법(PWM)으로 추정된 영주지점의 확률강우량과 예측편차를 나타낸다. 5년, 8년, 15년, 20년은 NSPR2006의 초기 누적연도를 나타내며 PR 1은 SPR2006과 SPR1997의 예측편차, PR 2는 SPR2006과 NSPR2006( $N_{\text{first}}=5$ )의 예측편차, PR 3은 SPR2006과 NSPR2006( $N_{\text{first}}=8$ )의 예측편차, PR 4은 SPR2006과

NSPR2006( $N_{\text{first}}=15$ )의 예측편차, PR 5는 SPR2006과 NSPR2006( $N_{\text{first}}=20$ )의 예측편차를 나타낸다.

연구 대상지점 모두 확률가중모멘트법으로 추정된 확률강우량 값들이 최우도법으로 추정된 확률강우량 값보다 약간 높게 산정되는 결과를 보이고 있다. 또한 매개변수 추정법에 관계없이 동일한 초기 누적연도에서 최적의 예측 결과를 보이고 있음을 확인할 수 있으며, 매개변수 추정법은 예측편차에 큰 영향을 주지 못하는 확인되었다. 영주지점은 초기누적연도 8년, 문경지점은 초기누적연도 5년, 거창지점은 초기누적연도 8년, 선산지점은 초기누적연도 20년에서 가장 작은 예측편차를 보이고 있다. 예측편차가 작다는 의미는 현시점에서 추정된 확률강우량(SPR2006)과 비교했을 때 그 차이가 작다는 것을 의미한다.

Fig. 4는 영주지점의 확률밀도함수(Probability Density Function, PDF)와 누적분포함수(Cumulative Distribution Function, CDF)를 나타낸다. Fig. 5는 영주지점의 최적의 초기 누적연도 8년에서의 재현기간별 확률강우량을 나타낸다. Tables 4 and 5, Figs. 4 and 5에서 NSPR2006이 SPR1997보다 SPR2006에 근접한 확률강우량 값을 얻을 수 있다는 것이 확인되었다. 이는 NSPR2006이 관측강우의 증가경향을 반영하여 매개변수를 추정하고 그에 따른 확률강우량을 산정하기 때문인 것으로 판단된다.

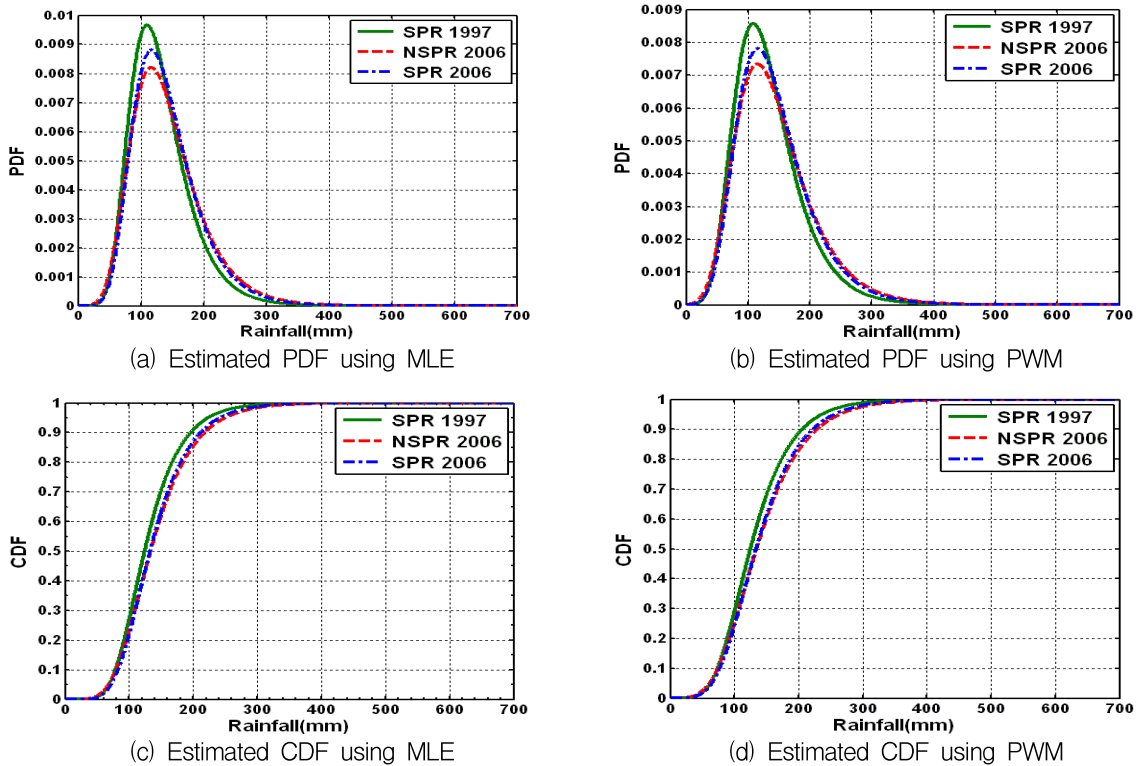
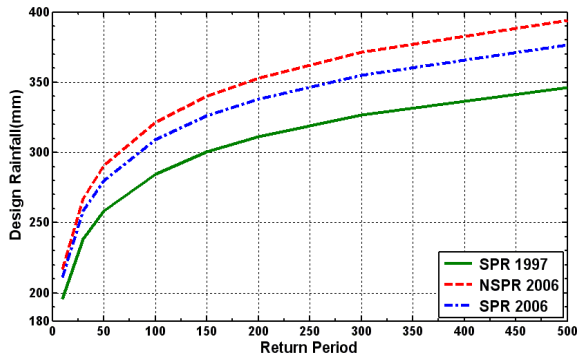
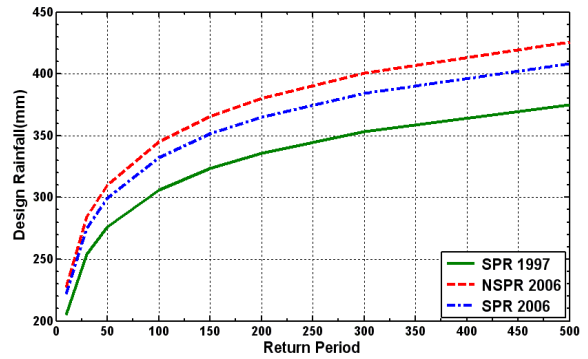


Fig. 4. PDF and CDF at Yeongju ( $N_{\text{first}} = 8$  years)



(a) Probability rainfalls using MLE



(b) Probability rainfalls using PWM

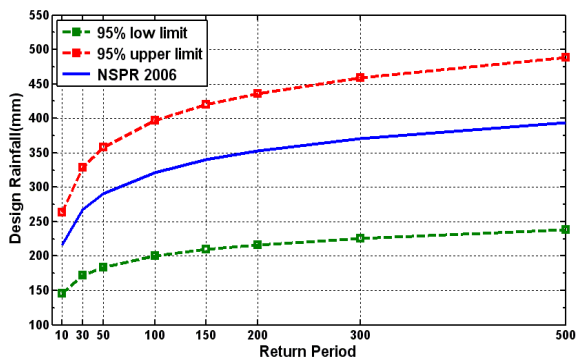
Fig. 5. Probability Rainfalls at Yeongju ( $N_{\text{first}} = 8$  years)

## 6.2 신뢰구간 추정

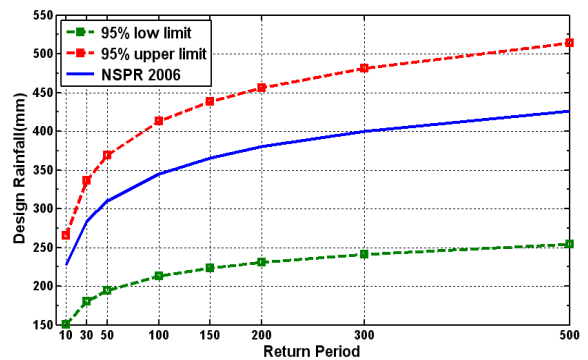
본 연구에서는 신뢰구간을 추정하기 위하여 Bootstrap 방법을 이용하였다. Bootstrap 방법은 Efron (1979)에 의하여 제안된 방법으로 수자원 분야에서 매개변수의 불확실성을 추정하는데 이용되어져 왔으며, 컴퓨터의 발전과 더불어 그 효용성이 나날이 높아지고 있다(Sharma *et al.*, 1997; Zhao *et al.*, 1997; 김경덕과 허준행, 2004; 권현환과 문영일, 2004). Efron (1979)이 제시하고 있는 Bootstrap에 의한 Resampling 기법은 알려져 있지 않은 확률분포를  $g(\Theta)$ 로부터 크기가  $n$ 인 무작위 표본  $X=(\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_n)$ 을 얻었다고 할 때, 이 관찰값  $X$ 로부터 경험적 분포  $h(\Theta)$ 를 만든 뒤 무작위 추출 표본  $X^*=(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ 를  $h(\Theta)$ 로부터 얻는 것을 말한다.

4개 지점의 1973~1997년의 자료를 Bootstrap Resampling을 사용하여 동일한 크기를 가지는 집단을 1000개 생성한 후 비정상성 강우빈도해석을 실시하였

다. 이렇게 산정된 재현기간별 확률강우량 값들은 중심극한 정리에 따라 정규분포를 따르게 됨으로 통계학적 방법을 사용하여 재현기간별 확률강우량 값의 신뢰구간을 산정할 수 있다. Fig. 6은 영주지점의 초기 누적연도 8년일 때 매개변수 추정법에 따른 재현기간별 확률강우량의 95% 신뢰구간을 나타내며, Table 6은 4개 지점의 최적의 초기 누적연도에서의 매개변수 추정 방법별 재현기간별 확률강우량의 95% 신뢰구간 길이를 나타낸다. 4개 지점의 매개변수 추정 방법별 재현기간별 확률강우량의 신뢰구간의 길이를 비교해보면 최우도법으로 추정한 확률강우량 값이 거창지점을 제외한 나머지 지점에서 신뢰구간의 길이가 재현기간이 커질수록 확률가중모멘트로 추정한 확률강우량 값의 신뢰구간의 길이보다 작아지는 것을 확인할 수 있다. 최우도법으로 추정한 신뢰구간의 길이가 작다는 것은 최우도법으로 산정한 확률강우량 값이 확률가중모멘트로 산정한 확률강우량 값보다 신뢰성이 높다는 것을 의미한다.



(a) Confidence intervals of probability rainfalls estimated by MLE



(b) Confidence intervals of probability rainfalls estimated by PWM

Fig. 6. Confidence Intervals of Probability Rainfalls at Yeongju ( $N_{\text{first}} = 8$  year)

Table 6. Confidence Interval Width (unit: mm)

Site	Return period (year)	Parameter estimation	
		MLE	PWM
Yeongju ( $N_{\text{first}}=8$ )	10	118.17	114.46
	30	156.92	155.94
	50	173.98	174.26
	100	197.23	199.88
	150	210.69	214.5
	200	220.44	224.52
	300	233.58	239.77
	500	250.22	259.04
Mungyeong ( $N_{\text{first}}=5$ )	10	61.196	64.285
	30	80.672	90.91
	50	90.752	103.29
	100	104.66	120.32
	150	112.53	129.66
	200	118.14	135.85
	300	126.03	145.42
	500	137.41	157.46
Geochang ( $N_{\text{first}}=8$ )	10	62.816	61.109
	30	82.689	79.837
	50	92.75	89.199
	100	105.93	103.59
	150	113.92	111.61
	200	120.17	117.13
	300	128.15	124.51
	500	137.93	133.05
Seonsan ( $N_{\text{first}}=20$ )	10	53.682	54.854
	30	69.272	70.471
	50	76.897	78.635
	100	87.072	89.822
	150	93.107	96.539
	200	97.441	100.67
	300	103.43	106.86
	500	111.11	114.91

## 7. 결과 분석

30년 이상 자료 보유기간을 가진 기상청 관할 56개 강우관측소의 자료 중 1997년에는 경향성이 나타나지

않으나 2006년에는 경향성이 나타나는 4개 지점에 대하여 초기 누적연도와 매개변수 추정법을 변화시켜가며 적용성을 분석해 본 결과, 비정상성 강우빈도해석법은 초기 누적연도 설정에 따라 목표연도(2006) 확률강우량

값이 변하는 것을 확인할 수 있었다. 또한 SPR2006을 기준으로 SPR1997과 NSPR2006의 예측편차를 비교해 보았을 때, 최적의 누적연도에서 NSPR2006이 SPR1997보다 좋은 예측결과를 보이고 있음이 확인되었다. 최적의 누적연도에서는 NSPR2006이 SPR1997에 비하여 영주 4%, 문경 10%, 거창 13%, 선산 12% 정도 상승한 예측결과 값을 보여 미래의 강우의 증가경향성을 고려한 확률강우량 예측에는 정상성 방법보다 권영문 등(2009)에서 제시한 비정상성 빈도해석법이 더 우수한 방법임을 알 수 있다. 매개변수 추정법에 따른 확률강우량 변화는 확률가중 모멘트법을 이용한 추정이 최우도법에 비하여 다소 높게 산정되는 결과를 보이고 있으나 큰 차이는 보이고 있지 않다. 초기 누적연도의 변화에 따라 예측오차의 변동이 큼으로 초기 누적연도 설정이 가장 큰 비중을 차지하며 매개변수 추정법은 확률강우량의 값에는 큰 영향을 주지 못한다.

신뢰구간 추정을 실시하여 4개 지점의 최적의 누적연도에서의 매개변수 추정방법별 신뢰구간의 길이를 비교해보면 거창지점을 제외한 3개의 지점에서 최우도법으로 추정한 신뢰구간의 길이가 재현기간이 커질수록 확률가중 모멘트법으로 추정한 신뢰구간의 길이에 비하여 작아지는 것을 볼 수 있다. 이는 최우도법을 이용하여 산정한 확률강우량값이 확률가중모멘트법을 이용하여 산정한 확률강우량 보다 신뢰도가 높음을 나타낸다. 따라서 비정상성 빈도해석법의 매개변수 추정법에는 최우도법이 더 적합한 방법임을 확인할 수 있다.

## 8. 결 론

본 연구에서는 비정상성 강우빈도 해석법의 적용성을 검토하기 위하여 초기누적연도와 매개변수 추정방법을 변화시켜가며 적용성 검토를 실시하였다. 본 연구에서 적용성 검토를 수행한 결과는 다음과 같다.

1. 비정상성 강우빈도 해석법은 강우의 증가경향을 반영하기 위해 설정된 초기누적연도에 가장 큰 영향을 받는다.
2. 최적의 초기누적연도는 관측자료의 특성에 따라 달라지며, 최적의 누적연도에서는 비정상성 강우빈도해석에 의한 확률강우량이 정상성 강우빈도해석에 의한 확률강우량보다 4-13% 정도 감소한 예측편차를 보여 강우의 증가경향성을 고려한 미래(목표년도)의 확률강우량 예측에는 정상성 방법보다 비정상성 빈도해석법이 더 우수한 방법임을 알 수 있다.
3. 매개변수 추정법의 변화에 따른 확률강우량의 변

화는 거의 없는 것으로 확인되었으며 매개변수 추정법과는 관계없이 최적의 초기누적연도가 동일하게 나타났다.

4. 비정상성 강우빈도해석법에 가장 적합한 매개변수 추정법을 결정하기 위하여 신뢰구간 추정을 실시하여 재현기간별 확률강우량의 신뢰구간을 산정해본 결과, 거창지점을 제외한 3개의 지점에서 재현기간이 커질수록 최우도법을 적용한 재현기간별 확률강우량의 신뢰구간의 길이가 확률가중모멘트법을 적용한 신뢰구간의 길이보다 좁아지는 경향이 나타나 그 신뢰성이 높음이 확인되었다. 따라서 비정상성 강우빈도해석에 가장 적합한 매개변수 추정법은 최우도법임을 확인되었다.

## 감사의 글

이 논문은 건설교통부 한국건설교통기술평가원의 이상기후대비시설기준강화연구단에 의해 수행되는 2005 건설기술기반구축사업(05-기반구축-D03)과 2009년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(No. 2009-0069460)입니다.

## 참 고 문 헌

- 건설교통부 (2000). 1999년도 수자원관리기법개발 연구 조사 보고서, 제 1권 한국 확률강우량도 작성. 건설교통부.
- 김병식, 서병하, 김남원 (2003). “전이함수모형과 일기발생모형을 이용한 유역규모 기후변화시나리오의 작성.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제36권, 제3호, pp. 345-363.
- 김경덕, 허준행 (2004). “수문자료 크기에 따른 지역빈도해석 적용성 기준 검토.” **2004년 한국수자원학회 학술발표대회논문집**, 한국수자원학회, pp. 190-194.
- 권현한, 문영일 (2004). “수문시계열의 Bootstrap 신뢰구간 추정기법 응용.” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제24권, 제6B호, pp. 567-576.
- 권영문, 박진원, 김태웅 (2009). “강우의 증가 경향성을 고려한 목표연도 확률강우량 산정.” **대한토목학회 논문집**, 대한토목학회, 제29권, 제2B호, pp. 131-139.
- 안재현, 김태웅, 유철상, 윤용남 (2000). “자료기간 증가에 따른 확률강우량의 거동 특성 분석.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제33권, 제5호, pp. 569-580.
- 오재호, 홍성길(1995). “대기중 CO2 증가에 따른 한반도 강수량 변화.” **한국수자원학회지**, 한국수자원학

- 회, 제28권, 제3호, pp. 143-157.
- 유철상, 박정훈, 김중훈 (2006). “기후변화에 따른 선행 토양함수조건(AMC)의 변화.” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제26권, 제3B호, pp. 233-240.
- 윤용남, 유철상, 이재수, 안재현 (1999). “지구온난화에 따른 홍수 및 가뭄 발생빈도의 변화와 관련하여: 1. 연/월 강수량의 변화에 따른 일강수량 분포의 변화분석.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제32권, 제6호, pp. 617-625.
- 정대일, 제리 스테딘저, 성장현, 김영오 (2008). “기후변화를 고려한 홍수 위험도 평가.” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제28권, 제1B호, pp. 55-64.
- 정종호, 윤용남 (2007). 수자원설계실무, 구미서관.
- Boorman, D.B. and Sefton, C.E.M. (1997). “Recognizing the uncertainty in the quantification of the effect of climate on hydrological response.” *Climate Change*, Vol. 35, pp. 415-434.
- Efron, B. (1997). “Bootstrap Method: Another Look at the Jack-knife.” *The Annals of Statistics*, Institute of Mathematical Statistics, Vol. 7, No 1, pp. 1-26.
- Flower, H.J., and Kilsby, C.G. (2003a). “A regional frequency analysis of United Kingdom extreme rainfall from 1961 to 2000.” *International Journal of Climatology*, Vol. 23, pp. 1313-1334.
- Flower, H.J., and Kilsby, C.G. (2003b). “Implications of change in seasonal and annual extreme rainfall.” *Geophysical Research Letters*, Vol. 30, No. 13, pp. 1720 doi:10.1029/2003GL017327.
- Gellens, D., and Roulin, E. (1998). “Streamflow response of Belgian catchment to IPCC climate change scenario.” *Journal of Hydrology*, Vol. 210, pp. 242-258
- Griffis, V.W., and Stedinger, J.R. (2007). “Incorporating climate change and variability into Bulletin 17B LP3 Model.” *World Environmental and Water Resource Congress 2007*, ASCE, Tampa, FL, USA.
- He, Y., Bardossy, A. and Brommundtm, J. (2006). “Non-stationary flood frequency analysis in southern Germany.” *The 7th International Conference on HydroScience and Engineering*, Philadelphia, USA.
- Kite, G.W. (1993). “Application of a land class hydrological model to climate change.” *Water Resour. Res.*, Vol. 29, pp. 2377-2384.
- Mirza, M.Q., Warrick, R.A., Ericksen, N.J., and Kenny, K.J. (1998). “Trend and persistence in precipitation in the Ganges, Brahmaputa and Meghna basin in the south Asia.” *Hydrol. Sci. J.*, Vol. 43, No. 6, pp. 845-858.
- Panagoulia, D., and Dimou, G. (1997). “Sensitivity of flood events to global climate change.” *Journal of Hydrology*, Vol. 191, pp. 208-222.
- Robinson, P.J., and Finkelstein, P.L. (1991). “The development of impact-oriented climate scenario.” *Bull. Ameri. Meteorol. Soc.*, Vol. 72, pp. 481-490.
- Stedinger, J.R., Vogel, R.M., and Foufoula-Georgious, E. (1993). “Frequency analysis of extreme events, Chapter 18.” *Handbook of Hydrology*, D. Maidment (ed.), McGraw-Hill, Inc., New York, USA.
- 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*, United Engineering Foundation, ASCE, Santa Barbara, CA, USA, pp. 77-86.
- Strupczewski, W.G., Singh, V.P., and Flench, W. (2001). “Non-stationary approach to at-site flood frequency modeling I. Maximum likelihood estimation.” *Journal of Hydrology*, Vol. 248, pp. 123-142.
- Sharma, A., Tarboton, D.G., and Lall, U. (1997). “Streamflow simulation: a non-parametric approach.” *Water Resources Research*, Vol. 33, No. 2, pp. 291-308
- Wang, J., and Yang, P. (2005). “A compound reconstructed prediction model for nonstationary climate processes.” *Journal of Climatology*, Vol 25, pp. 1265-1277.
- Zhao, B., Tung, Y.K., Yeh, K.C., and Yang, J.C. (1997). “Storm resampling for uncertainty analysis of a multiple-storm unite hydrograph.” *Journal of Hydrology*, Vol. 194, pp. 366-384.

논문번호: 09-066	접수: 2009.06.12
수정일자: 09.11.24/10.01.20	심사완료: 2010.01.20