

다지점 일강수 모의를 위한 추계학적 강수모의모형의 구축

Development of a Stochastic Precipitation Generation Model for Generating Multi-site Daily Precipitation

정대일*

Jeong, Dae-Il

Abstract

In this study, a stochastic precipitation generation framework for simultaneous simulation of daily precipitation at multiple sites is presented. The precipitation occurrence at individual sites is generated using hybrid-order Markov chain model which allows higher-order dependence for dry sequences. The precipitation amounts are reproduced using Anscombe residuals and gamma distributions. Multisite spatial correlations in the precipitation occurrence and amount series are represented with spatially correlated random numbers. The proposed model is applied for a network of 17 locations in the middle of Korean peninsula. Evaluation statistics are reported by generating 50 realizations of the precipitation of length equal to the observed record. The analysis of results show that the model reproduces wet day number, wet and dry day spell, and mean and standard deviation of wet day amount fairly well. However, mean values of 50 realizations of generated precipitation series yield around 23% Root Mean Square Errors (RMSE) of the average value of observed maximum numbers of consecutive wet and dry days and 17% RMSE of the average value of observed annual maximum precipitations for return periods of 100 and 200 years. The provided model also reproduces spatial correlations in observed precipitation occurrence and amount series accurately.

Keywords : *gamma distribution, Markov, multisite, precipitation, stational correlation*

요 지

본 연구에서는 다지점의 일단위 강수량을 동시에 모의할 수 있는 추계학적 강수모의모형을 제시하였다. 각 지점의 강수발생은 무강수 기간에 대해 고차를 허용하는 혼합차수 마코프 모형을 이용하였으며, 강수량은 Anscombe 잔차와 감마분포를 이용하여 모의하였다. 다지점에 대한 강수발생과 강수량의 공간적 상관관계는, 상관관계를 가진 랜덤자료를 생성하여 재현하였다. 구축된 강수모의모형을 이용하여 우리나라 중부지역에 위치한 17개 관측지점의 강수량을 모의하고 모의정확성을 검토하였다. 검증에 필요한 통계값들은 50번의 반복실행에 의해 생성된 강수량 시계열로부터 추정하여 제시하였다. 검토결과, 강수모의모형이 관측강수의 강수일수, 강수 지속기간, 무강수 지속기간, 강수일의 평균강수량과 표준편차 등을 비교적 잘 모의하였다. 최대 강수 지속일과 무강수 지속일의 50번 반복실행의 평균값의 RMSE는 관측자료 평균값의 약 23% 정도, 100년 빈도와 200년빈도의 강수량의 RMSE는 관측자료 평균값의 약 17% 정도에 달하는 것으로 확인되었다. 강우발생과 강우량에 대한 공간적 상관관계는 비교적 정확히 재현하고 있음을 확인하였다.

핵심어 : 감마분포, 강수, 공간적 상관관계, 다지점, 마코프

1. 서 론

추계학적 방법을 이용하여 관측된 기상자료를 재현하는 모형은 추계학적 기상발생기(stochastic weather generator)라고 불리기도 하며, 수자원, 농업, 임업, 생태분야 등에서 다양하게 사용되고 있다(Wilks, 1998; 유철상, 2007). 추계학적 기상모의모형은 난수생성 메커니즘에 근거하여 관측된 기상자료의 중요한 통계특성을 재현한 시나리오를 모의할 수 있어 수공, 농업, 환경 구조물의 위험도나 신뢰도 분석을 위해 사용하기도 한다(Mehrotra *et al.* 2006). 구조적으로 유연한

특성을 지닌 추계학적 기상모형은 관측자료와 다소 상이한 통계특성을 가진 자료를 모의하기 용이한 장점이 있어, 기상 모의에 필요한 조건들을 적절히 조정하면 과거 또는 미래의 기상 시나리오를 생성하는 것도 가능하기 때문에, 미래의 기후변화 시나리오 생성을 위한 수단으로 이용하기도 한다(Wilby *et al.*, 2002).

추계학적 기상모형에 의해 모의되는 여러 가지 기상변수 중에서 가장 중요한 변수는 역시 강수라 할 수 있다. 강수는 발생유무에 따라 무강수일(dry day)과 강수일(wet day)로 구분할 수 있으며, 강수일에 한해 강수량이 존재하게 된다.

*정회원 · INRS-ETE, University of Quebec/Post-doctoral Fellow (E-mail : dae_il_jeong@ete.inrs.ca)

따라서 온도, 습도와 같은 연속변수에 비해 강수의 추계학적 모의모형을 구축하는 것이 상대적으로 어려운 편이다. 그러나 설계홍수량 산정, 홍수빈도분석, 갈수빈도분석, 수자원 개발과 운영 등 대부분의 수문분석에서 강수의 역할이 여러 기상인자들에 비해 중요하고, 강수의 발생유무가 온도, 증발량, 습도 등 다른 기상인자들에 미치는 영향 또한 크므로, 강수모의모형이 여타의 기상모의모형에 비해 수문·수자원 분야에서 차지하는 비중이 크다고 할 수 있다(유철상, 2007).

일반적인 추계학적 강수모의모형은 강수발생(precipitation occurrence)과 강수량(precipitation amount)을 구분하여 모의한다. 강수발생과정을 모의하는 기법으로는, 강수의 발생유무가 Poisson process를 따른다고 가정하는 Poisson process모형(Rodriguez-Iturbe *et al.*, 1984; Entekhabi *et al.*, 1989; Islam *et al.*, 1990), 강수일과 무강수일의 천이 확률(transition probability)을 이용하는 마코프 연쇄모형(Todorovic *et al.*, 1975; Katz, 1977, Wilks, 1998; 1999; Mehrotra and Sharma, 2007), 일별로 변하는 천이확률을 이용하는 비동질성 마코프 연쇄모형(Rajagopalan *et al.*, 1996; 문영일과 차영일, 2004; 문영일 등, 2004; Mehrotra *et al.*, 2006) 등이 있다. 강수량은 적당한 확률밀도함수를 먼저 가정하고, 이 Sh로 부터 강수량을 생성해내는 과정을 통해 모의하는 것이 일반적이다. 강수량 모의에 주로 사용되는 확률밀도함수는 지수Sh(exponential distribution)(Richardson, 1981; Wilby, 1994), 혼합지수Sh(mixed exponential distribution)(Stern and Coe, 1984; Wilks 1998), 감마분포(Yang *et al.*, 2005), 비매개변수 핵밀도 함수(문영일과 차영일, 2004; 문영일 등, 2004; Mehrotra *et al.*, 2007) 등이 있다.

단일지점(single site)의 일단위 강수모의모형은 관측강수의 발생유무와 강수량에 대한 시간적 특성만을 모의하므로 비교적 쉽게 구축할 수 있다. 그러나 다수의 관측지점에 발생한 강수량을 동시에 모의하고자 할 경우, 각 지점별로 단일지점 강수모의모형을 이용하여 개별적으로 강수를 생성하여도 지점간의 공간적 상관특성을 재현할 수 없다(Wilks, 1998). 따라서 복잡하기는 하나 각 지점간의 강수발생과 강수량의 상관관계를 재현할 수 있는 다지점 강수모의모형의 개발이 필요하다. 다지점에 대한 추계학적 강수모의모형의 대표적인 선행연구로 Bars and Rodriguez-Iturbe(1976), Wilks (1998), Yang *et al.*(2005), Mehrotra and Sharma(2007), 강경석(2000), 김문성 등(2008)을 들 수 있다. Bar and Rodriguez-Iturbe(1976)는 비교적 좁은 지역을 지나는 시단위 폭풍우(storm)에 대한 다지점 강수발생모형을 제안하였는데, 시단위 강우강도를 모의하기 위해 풍속을 이용하였으며, 다지점간 상관관계는 공분산 행렬을 이용한 잔차를 생성하여 추가함으로써 재현하였다. Wilks(1998)는 강수발생 모의를 위해 2변수 1차 마코프(Macov)모형을, 강수량 모의를 위해 혼합지수분포(mixed exponential distribution)를 이용하였으며, 지점간의 상관관계는 관측강수로부터 추정된 강수발생과 강수량의 상관관계 행렬을 이용하여 다변량 정규분포(multivariate normal distribution)로 부터 난수생성을 통해 재현하였다. Yang *et al.*(2005)은 beta-binomial 분포를 이용하여 강수발

생과 공간적 상관관계를 재현하였으며, 강수량 모의를 위해서는 난수생성 프로세스와 Anscombe 잔차를 활용하였다. Mehrotra and Sharma(2007)는 semi-parametric 모형을 이용하여 강수발생 모의모형을 구축하였는데, 이는 모의된 월 단위나 연단위 총강수량의 변동성이 관측값을 잘 재현하지 못하는 문제를 개선하기 위한 것으로, 장기 변동성을 설명할 수 있는 예측변수를 이용하여 1차 마코프모형의 천이확률을 재추정하는 방법을 통해 월단위 혹은 연단위의 변동성을 재현하고자 하였다. 이 연구에서 강수량은 비모수 핵밀도함수를 이용하였으며, 지점간 상관관계는 상관행렬을 이용한 난수생성을 통해 재현하였다. 국내연구로 강경석(2000)은 강수발생을 모의하기 위해 1차 마코프모형을, 강수량의 모의를 위해서는 2변수 Weibull 분포를 이용하였으며, 지점간의 상관성을 재현하기 위해서는 선형회귀모형을 사용하였다. 김문성 등(2008)은 1차 마코프모형을 이용하여 강수발생을 3변수 혼합지수분포를 이용하여 강수량을 모의하는 강수모의모형을 구축하고 이를 낙동강 유역에 적용하였다. 이 연구에서도 지점간 상관관계는 다변량 정규분포를 통해 재현되었다.

본 연구의 목적은 국내의 다지점에서 관측된 강수발생과 강수량에 대해 각 지점의 강수특성과 다지점 사이의 공간적 상관특성을 정확히 재현할 수 있는 추계학적 강수모의모형을 구축하여 제시하는 것이다. 이를 위해 제안된 강수모의모형은 강수현상을 강수발생과 강수량으로 구분하여 모의하는 구조로 구축하였다. 강수발생과정은 건기가 긴 국내 강수특성을 감안하여 Wilks(1999)가 제시한 혼합 마코프 연쇄모형을 이용하여 상대적으로 무강수 기간이 긴 국내의 강수발생 특성을 정확히 재현할 수 있도록 하였으며, 강수량을 모의하기 위해서는 기존의 확률분포를 이용하는 방법에서 탈피하여, 관측강수량을 Anscombe 변환을 통해 정규분포와 근사하게 변환한 후 이를 정규분포를 통해 직접 모의하는 방법을 통해 재현하였다. 다지점 간의 상관관계는 Wilks(1998)의 논문에서 제안한 것과 같이 다변량 정규분포로부터 난수를 생성한 후 이를 각각 공간적 상관관계를 내포한 강수발생과 강수량 시나리오로 변환하는 과정을 통해 재현하였다. 구축된 모형은 우리나라 중부에 위치하고 기상청에서 관리중인 17개 기상관측소의 1973년에서 2000년까지의 28년간의 일단위 강수량을 모의하기 위해 적용하고 모의능력을 평가하고 적용가능성을 검증하였다. 따라서 본 연구를 통해 구축된 추계학적 강수모의모형은 관측강수의 부족에도 불구하고 공간적 상관관계를 고려해야 하는 다양한 수공학적 문제를 해결하고, 나아가 기후변화에 따른 강수의 변화를 모의하기 위한 도구로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

2. 배경이론

2.1 단일지점 강수발생

당일의 강수발생 유무가 전일의 강수발생 유무에만 영향을 받는다고 가정하는 1차 마코프 모형(first order Markov model)은 가장 간단한 형태의 일단위 강수발생모형이라 할 수 있다(Wilks, 1999). 위 모형은 아래 식과 같은 두 개의 천이확률(transition probabilities)을 매개변수로 이용한다.

$$p_{01} = Pr[w_t | d_{t-1}] \quad (1a)$$

$$p_{11} = Pr[w_t | w_{t-1}] \quad (1b)$$

여기서 w_t 는 t 일이 강수일임을, d_t 는 t 일이 무강수일임을 의미한다. 따라서 p_{01} 은 전일에는 무강수일이었으나 당일은 강수일이 될 확률을, p_{11} 은 전일에도 강수일이었으며 다일도 강수일일 확률을 나타낸다.

관측강수로부터 식 (1)의 천이확률을 추정하면, 다음단계로 강수발생 확률을 대변하는 $[0, 1]$ 사이의 난수를 균일분포(uniform distribution)로 부터 생성한다. 천이확률 p_{01} , p_{11} 를 한계값으로 이용하여 아래와 같이 균일분포로부터 생성된 강수발생확률을 강수일과 무강수일을 나타내는 0과 1의 이진 변수(binary variable)로 변환하게 된다.

$$\hat{Q}_t(i) = \begin{cases} 1, & \text{if } u_t(i) \leq p_{01} \text{ and } \hat{Q}_{t-1}(i) = 0 \\ 1, & \text{if } u_t(i) \leq p_{11} \text{ and } \hat{Q}_{t-1}(i) = 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

위 식에서 $\hat{Q}_t(k)$ 는 시점 t 와 지점 i 에서 강수의 발생여부에 따라 1 또는 0을 갖는 이진변수를 의미하며 $u_t(i)$ 는 균일분포에서 생성된 강수발생확률을 나타낸다. 계산의 편의를 위해 균일분포에서 생성된 난수 $u_t(i)$ 대신 정규분포에서 생성된 난수를 강수발생확률 대신 이용하기도 하며, 이 경우 천이확률 p_{01} , p_{11} 은 누가정규분포의 역함수 $\Phi^{-1}[\]$ 를 이용하여 $\Phi^{-1}[p_{01}]$ 과 $\Phi^{-1}[p_{11}]$ 로 변환하여 사용할 수 있다.

적용지역의 강수량 특성에 따라 차이는 있으나 1차 마코프 모형을 이용하여 강수발생을 모의하는 경우 상대적으로 긴 무강수 기간의 발생빈도가 관측치의 발생빈도에 비해 작게 재현되는 문제점을 갖기도 한다(Semenov and Porter, 1995, Mehrotra and Sharma, 2007). 보다 정확한 강수발생을 모의하기 위해 고차 마코프 모형을 이용할 수 있으나 k -차수 마코프 모형을 이용할 경우 이에 필요한 천이확률의 개수는 2^k 로 늘어나게 된다. 따라서 Stern and Coe(1984)와 Wilks(1999)는 혼합차수(hybrid-order) 마코프 모형을 이용할 것을 제안하였다. 혼합차수 마코프 모형은 강수나 무강수 지속기간의 천이확률을 하나는 1차로 유지하며 다른 하나는 고차를 허용하는 방법이다. 국내의 강수특성으로 볼 때, 강수가 지속되는 기간 보다 무강수가 지속되는 기간이 상대적으로 길므로, 강수 지속기간의 천이확률을 1차로 무강수 지속기간의 천이확률을 고차로 사용하는 혼합차수 마코프 모형은 국내의 강수발생 특성을 모의하기에 매우 적합하다고 할 수 있다. Table 1은 Wilks(1999)가 혼합차수 마코프모형의 천이확률을 표로 정리한 것을 인용한 것이다. 차수 결정

을 위한 특별한 가이드라인이 없으므로 본 연구에서는 무강수 지속기간의 차수를 결정하기 위해 1차~4차 혼합차수 모형에 대해 1일~20일까지의 무강수 지속일과 최대 무강수 지속일의 발생확률을 관측강수의 발생확률과 비교하여 이중 오차가 가장 적은 3차 혼합차수 마코프 모형을 이용하여 강수 발생모형을 구축하였다.

2.2 단일지점 강수량

강수발생모형이 강수일과 무강수일을 모의하면 다음 단계로는 강수일의 강수량을 모의하여야 한다. 일반적으로 강수량을 모의하기 위해서는 관측된 강수량을 재현하기에 적합한 확률밀도함수를 선정하고 난수생성 메커니즘을 통해 확률밀도함수로부터 강수량을 생성하게 된다. 확률밀도함수로는 지수분포, 혼합지수분포, 비메개변수 핵밀도 함수, 감마분포 등이 주로 사용된다. 본 연구에서는 위에 언급된 분포를 통하지 않고 정규분포로부터 강수량을 바로 생성하고자 Yang *et al.*(2005)이 제안한 것과 같이 Anscombe 잔차를 이용하였다.

지점 i 의 강수량 시계열 $Y(i)$ 가 감마분포를 따른다고 할 때, Anscombe 잔차라 불리는 $R(i)=Y^{1/3}(i)$ 은 일반적으로 정규분포를 잘 따르는 것으로 알려져 있다(Terrell, 2003; Yang *et al.*, 2005). 따라서 지점의 강수량을 정규분포를 따르도록 Anscombe 잔차로 변환한 후 평균과 분산을 추정하고, 추정된 평균과 분산을 갖는 정규분포로부터 난수($r(i)$)를 생성하여 다시 역변환($r^3 = \hat{Y}$)하면 특정한 강수확률분포를 이용하지 않고도 비교적 쉽게 강수량을 모의할 수 있다.

Anscombe 잔차를 사용하기 위해서는 물론 강수량 자료가 감마분포를 잘 따른다는 가정을 만족하여야 한다. 본 연구에서는 강수의 계절특성을 고려하여 월별로 강수발생모형과 강수량모형을 구축하였는데, 각 대상지점의 일단위 강수량을 각 월별로 모아 감마분포에 대한 적합도를 유의수준 10%에서 chi-square 검정으로 검정해보면 전체 사례의 약 72%정도가 적합한 것으로 판별되는 것을 알 수 있다. 다만 9월의 경우, 우기에서 건기로 넘어가는 계절적 특성으로 인해 일반적으로 월 초에는 강수량이 크고 월 말에는 작아 감마분포를 포함한 어떤 모수분포로도 잘 적합되지 않는 문제점을 보인다.

단일지점의 강수량만을 모의하는 경우 Anscombe 잔차를 이용하지 않고 기존의 일반적인 모형에서와 같은 방법으로 정규분포를 갖는 난수를 생성한 후, 이를 정규분포의 누가분포함수(cumulative distribution function)를 이용하여 균일분포로 변환하고, 이를 다시 감마분포나 지수분포 등을 따르는 단일지점의 강수량으로 변환 할 수 있다. 그러나 다지점의 강수량 생성의 경우 각 지점이 가진 통계특성과 함께 서로 다른 지점들 간의 상관관계도 재현해야 하는데, 관측강수량을 Anscombe 잔차로 변환하고 이로부터 추정된 공분산행렬과 다변량 정규분포를 이용하면 관측강수량의 공간적 상관관계를 보다 정확하고 간단하게 재현할 수 있다. 따라서 Anscombe 잔차의 적용은 단일지점보다는 다지점의 지점간 강수량의 상관관계를 보다 쉽고 정확하게 재현하고자 사용하였으나, 내용의 흐름상 Anscombe 잔차를 사용한 이유를 이곳에서 먼저 설명하였다.

Table 1. Transition probabilities for different hybrid-orders of Markov chain models (source: Wilks, 1999)

	order			
	1	2	3	4
transition probabilities	P_{11}	P_{11}	P_{11}	P_{11}
	P_{01}	P_{101}	P_{101}	P_{101}
		P_{001}	P_{1001}	P_{1001}
			P_{0001}	P_{10001}
				P_{10001}

이렇게 생성된 강수량은 강수발생모형에서 강수일로 모의된 경우에만 강수량으로 인정되는데 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\hat{Y}_i(i) = \hat{O}_i(i) \times \hat{Y}_i(i) \quad (3)$$

여기서 $\hat{Y}_i(i)$ 는 지점 i 시점 t 에서 모의된 강수시계열로서 강수발생 모의값 $\hat{O}_i(i)$ 가 0이면 0의 값을 그렇지 않으면 $\hat{Y}_i(i)$ 을 모의값으로 갖게 된다.

위의 과정을 통해 도출된 \hat{Y}_i 는 관측강수와의 약간의 차이를 보이는 경우가 있는데, 가장 큰 이유는 관측 강수량이 감마분포에 완벽하게 적합되지 않거나 또한 이를 Anscombe 잔차로 변환하여도 정규분포로 정확히 변환되지 않는 경우가 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 식 (3)의 모의강수량 \hat{Y}_i 를 확률사상(probability mapping)기법을 통해 보정하는 과정을 추가하였다. 확률사상기법을 적용하기 위해 먼저 \hat{Y}_i 의 모의강수량을 이용하여 감마분포의 매개변수를 추정하고, 감마분포의 누가확률함수(cumulative probability function)에서 비초과 확률을 계산하였다. 다음으로 계산된 비초과 확률에 해당하는 강수량 값을 다시 관측강수량 Y_i 의 감마분포 누가확률함수에서 계산함으로써 모의강수량 \hat{Y}_i 이 관측강수량 Y_i 의 통계특성을 잘 재현할 수 있도록 보정하였다.

2.3 다지점 강수발생 및 강수량

위에서 설명한 단일지점의 강수발생모형과 강수량모형은 공간적 상관관계를 재현할 수 있도록 다지점 강수발생모형과 강수량모형으로 확대되었으며, 공간적 상관관계를 재현하기 위한 기본적인 가정과 방안으로 Wilks(1998)가 제안한 방법을 이용하였다. 이 방법에서 중요한 가정은 임의의 지점 i 와 j 에 대해 각각 강수발생 또는 강수량의 공간적 상관관계는 현재일(t)에서 존재하나, 임의의 지점 i 와 j 에 대해 전일($t-1$)과 현재일(t) 사이의 강수발생 또는 강수량의 공간적 상관관계는 0이며, 또한 임의의 지점 i 와 j 의 현재일(t)에 대해 강수발생과 강수량의 상관관계가 0이라고 가정하는 것이다. 이를 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$\rho(u_i(t), u_j(t)) \neq 0, \rho(r_i(t), r_j(t)) \neq 0 \quad (4a)$$

$$\rho(u_i(t), u_{t-1}(t)) = \rho(r_i(t), r_{t-1}(t)) = \rho(u_i(t), r_i(t)) = 0 \quad (4b)$$

여기서 $u_i(t)$ 는 지점 t 와 시점 t 에서의 강수발생 확률을 나타내고자 균일분포에서 생성된 난수를 의미하며, $r_i(t)$ 는 마찬가지로 지점 i 와 시점 t 에서의 강수량을 모의하고자 정규분포에서 생성된 난수를 의미한다. 물론 실제의 강수발생 현상은 식 (4)의 가정과 큰 차이를 보일 수 있으나, 모형 구축에 필요한 자연현상의 단순화 과정이며, 선행연구인 Wilks(1998)의 연구에서도 식 (4)의 가정을 이용하여 만족할 만한 모의결과가 도출된 것으로 보고되었다.

다지점의 공간적 상관관계가 재현된 n 개의 자료길이와 m 개 지점에 대한 강수발생 모의행렬을 생성하기 위해, 각 지점의 관측강수의 이진변수로부터 추정된 상관관계 행렬 $\hat{Q}[n \times m]$ 을 이용하여 다변량 정규분포로부터 난수를 생성하고, 다시 Table 1에서 설명한 각 지점의 천이확률을 이용하여 강수와 무강수를 나타내는 [0 또는 1]로 이루어진 이진변수로 변환할 수 있다. 그러나 이 과정에서 한 가지 문제

점은 다변량 정규분포로부터 생성된 난수는 연속변수인데 반해, 강수발생의 관측값은 이진변수라는 것이다. 따라서 다변량 정규분포로부터 관측강수의 각 지점간의 상관관계행렬 $[A_0]$ 가 반영된 연속변수를 생성하여도, 이를 이진변수로 변환하면, 변환된 이진변수에서는 관측 상관관계 행렬 A_0 가 재현되지 않는다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 서로 다른 두 지점 i 와 j 사이의 연속변수에 대한 상관관계수 $\phi(i, j) = \rho(n(i), n(j))$ 와 이진변수에 대한 상관관계수 $\theta(i, j) = \rho(O(i), O(j))$ 에 대한 관계를 찾아 $\phi(i, j)$ 을 보정해 주어야만 목표하는 $\theta(k, l)$ 을 재현할 수 있다. 다시 말해 각 지점의 이진변수로부터 추정된 A_0 를 다변량 정규분포를 통해 재현하기 위해서는 A_0 가 아닌 $\phi(i, j)$ 와 $\theta(k, l)$ 의 관계를 통해 수정된 상관관계행렬을 이용해야 한다는 것이다. Wilks(1998)는 그의 논문 Fig. 1에서 Freeville과 Ithaca 지점의 7월에 대한 $\phi(i, j)$ 와 $\theta(i, j)$ 의 관계를 설명하였으므로 이를 참고하기 바란다.

Wilks(1998)는 비선형 근찾기(nonlinear rootfinding) 알고리즘을 이용하여 $\phi(i, j)$ 와 $\theta(i, j)$ 의 상관관계를 유도하였으나, 본 연구에서는 $\phi(i, j)$ 와 $\theta(i, j)$ 의 상관관계가 간단한 simple power 함수의 형태를 가지고 있음에 착안하여, 이를 이용해 경험식을 유도하였는데, 수식으로 나타내면 아래와 같다.

$$\phi(i, j) = a(\theta(i, j))^b \quad (5)$$

식 (5)의 매개변수 a 와 b 는 모의하고자 하는 모든 지점의 모든 월에 대해 서로 다른 두 지점간의 이산변수의 상관관계수 $\rho(O(i), O(j))$ 와 다지점 강수발생모형에 의해 도출된 이산변수의 상관관계수 $\rho(\hat{O}(i), \hat{O}(j))$ 의 평균제곱오차(mean square error)가 최소가 되도록 추정하였다. 본 연구에서는 월별로 강수발생모형을 구축하였으므로, 매개변수 a, b 역시 각 월에 적합한 값을 추정하여 사용하였다. 따라서 다지점의 강수발생[0 또는 1]에 대한 상관관계 $\theta(i, j)$ 를 재현하기 위해서는 식 (5)와 추정된 매개변수 a 와 b 에 의해 계산된 $\phi(i, j)$ 를 이용하여 다변량 정규분포로부터 난수를 생성하여야 한다. 일반적으로 모의하고자 하는 강수발생의 상관관계 $\theta(i, j)$ 를 재현하기 위해서는 이보다 큰 상관관계를 가진 $\theta(i, j)$ 를 이용하여 다변량 정규분포로부터 난수를 생성하여야 한다. 관측강수량의 이진변수인 강수발생에 대한 다지점간의 상관관계행렬 A_0 를 재현하기 위해 다변량 정규분포에 필요한 상관관계행렬을 식 (5)를 이용해 경험적으로 유도한 후, 유도된 상관관계행렬과 다변량 정규분포를 이용해 각지점에 표준정규분포를 생성하고, 이를 다시 균일분포로 변환한 후, 식 (2)에서 설명한 바와 같이 각 지점에 대해 강수일과 무강수일로 변환하면 다지점에 대해 상관관계행렬 A_0 를 가진 강수발생 모의 값을 얻을 수 있다.

다지점 강수량모형의 경우에서도 마찬가지로 Anscombe 잔차로 변환된 관측강수량의 상관관계 행렬 $[A_R]$ 과 각 지점별 평균과 분산을 이용하여 다변량 정규분포로부터 n 개의 자료 길이를 가진 m 개의 다지점에 대해 Anscombe 잔차로 대변되는 난수행렬 $R[n \times m]$ 을 생성하고, 이를 다시 역변환 과정 ($R^3 = \hat{Y}$)을 통해 같은 크기의 모의 강수량행렬 $\hat{Y}[n \times m]$ 을 간단히 생성할 수 있다.

이렇게 변환된 강수량은 식 (3)에서 설명한 것과 같이 강수발생모형에서 강수일로 모의된 일에만 강수량으로서 의미를 갖게 된다. 따라서 강수량 발생모형에서와 마찬가지로 관측강수량의 상관관계 행렬 $[A_R]$ 을 이용하여 난수를 생성하였다 하더라도 강수모의모형의 결과인 강수량 벡터 \hat{Y} 에서는 A_R 가 재현되지 않을 수 있다. 위 문제를 해결하기 위해 식 (5)에서 제시한 simple power 함수가 다시 한 번 이용되었다. 서로 다른 두 지점의 모든 조합에 대해 관측강수량의 행렬에서의 교차상관계수와 강수모의모형의 결과 행렬에서의 교차상관계수들 사이의 평균제곱오차가 최소가 되도록 강수발생 모형에서와 같은 방식으로 식 (5)에서 설명한 simple power함수의 매개변수를 추정하여 다변량 정규분포에 필요한 상관관계행렬을 경험적으로 유도하여 다지점간의 강수량의 상관관계 A_R 가 재현될 수 있도록 강수모의모형을 구축하였다. 마지막으로 각 지점(i)에 대해 모의강수량 $\hat{Y}(i)$ 가 관측강수량의 확률분포를 잘 따르도록 확률사상(probability mapping)기법을 이용하여 모의된 강수량의 보정을 통해 공간적 상관관계를 재현한 다지점 강수량을 생성하였다.

3. 적용 지역 및 자료

다지점에 대한 추계학적 강수모의모형의 적용을 위해 우리나라 서울, 경기도, 강원도 등을 포함하는 위도 36.5~38.5°, 경도 126.5~129° 사이의 지역을 선정하였으며, 이곳에 위치하고 기상청에서 관리하고 있는 17개 기상관측소의 강수자료를 이용하였다. Fig. 1은 선정된 지역과 기상관측소들을 위치를 나타낸 것이다. 위 대상지역은 유역단위를 주로 다루

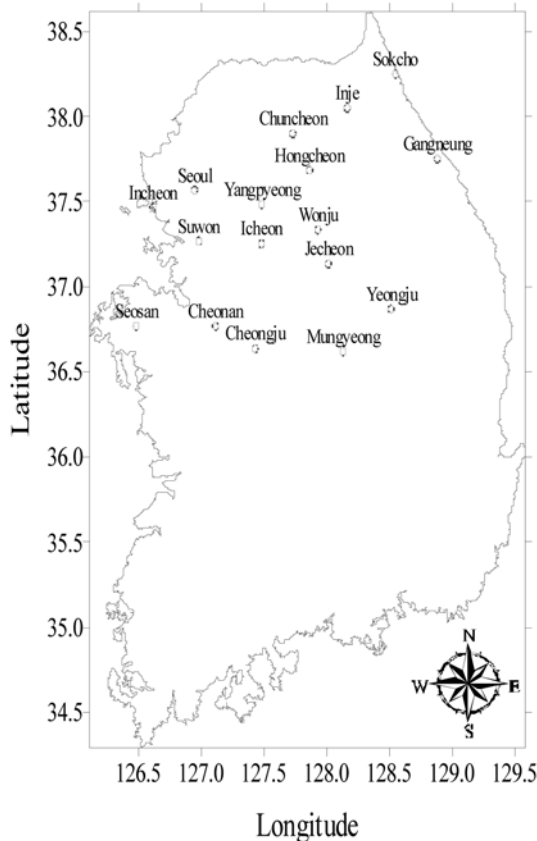


Fig. 1 Location of surface observation sites used in this study

Table 2. List of meteorological observation stations used in this study

	Number	Name	Latitude	Longitude	Record start year
1	090	속초(Sokcho)	38.3	128.6	1968
2	101	춘천(Chuncheon)	37.9	127.7	1966
3	105	강릉(Gangneung)	37.8	128.9	1961
4	108	서울(Seoul)	37.6	127.0	1961
5	112	인천(Incheon)	37.5	126.6	1961
6	114	원주(Wonju)	37.3	127.9	1973
7	119	수원(Suwon)	37.3	127.0	1964
8	129	서산(Seosan)	36.8	126.5	1968
9	131	청주(Cheongju)	36.6	127.4	1967
10	202	양평(Yangpyeong)	37.5	127.5	1973
11	203	이천(Icheon)	37.3	127.5	1973
12	211	인제(Inje)	38.1	128.2	1973
13	212	홍천(Hongcheon)	37.7	127.9	1973
14	221	제천(Jecheon)	37.1	128.0	1973
15	232	천안(Cheonan)	36.8	127.1	1973
16	272	영주(Yeongju)	36.9	128.5	1973
17	273	문경(Mungyeong)	36.6	128.1	1973

는 수문분야에서는 다소 넓게 느껴질 수 있으나, 구축된 추계학적 강수모의모형의 적용성을 다양하게 발생하는 강수현상과 이에 따른 공간적 특성에 대한 모의능력을 평가하기 위해 비교적 넓은 지역에 위치한 관측소들을 선정하였다. 적용 지역의 넓이가 줄어들면 공간적 상관특성이 비교적 균질해져 강수량을 공간적 상관특성을 모의하기가 더욱 쉬워지는 것이 일반적이다. Table 2는 사용된 기상관측소의 고유번호, 관측소명, 위도, 경도, 그리고 관측이 시작된 연도를 정리한 것이다. 1973년 이후 기상자료에 대해 모든 관측소에서 관측자료를 보유하고 있으므로, 본 연구에서는 1973년에서 2000년까지의 28년간의 일단위 강수량을 구축된 강수모의모형을 이용하여 모의하고 그 통계특성을 관측강수와 서로 비교하였다.

4. 결과정리

본 연구에서와 같이 난수생성 프로세스에 기초해 구축된 강수모의모형으로부터 생성된 모의 강수량은 매 실행마다 서로 다르므로 단일실행에 의한 특정값을 제시하기 보다는 여러 번의 반복 실행을 통해 검증하고자 하는 통계값들의 범위를 제시하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 구축된 강수모의모형을 50번 반복 수행하여 생성된 50개의 모의강수 시나리오로부터 모형의 검증에 필요한 통계값들을 추정하였으며 이들의 범위를 그림으로 제시하였다.

4.1 강수발생

Fig. 2는 모든 관측지점에 대해 월별로 구축된 강수발생모형의 강수일수와 관측 강수일수를 산포도를 통해 비교한 것

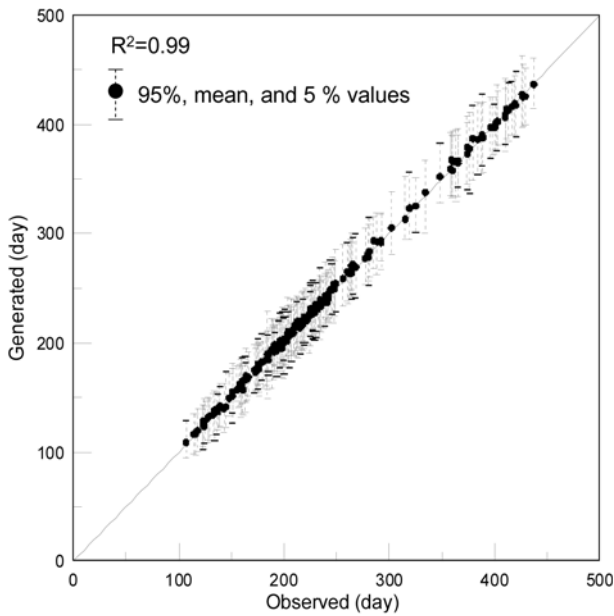


Fig. 2 Scatter plot of observed and modeled total number of wet days at all stations and at 12 months

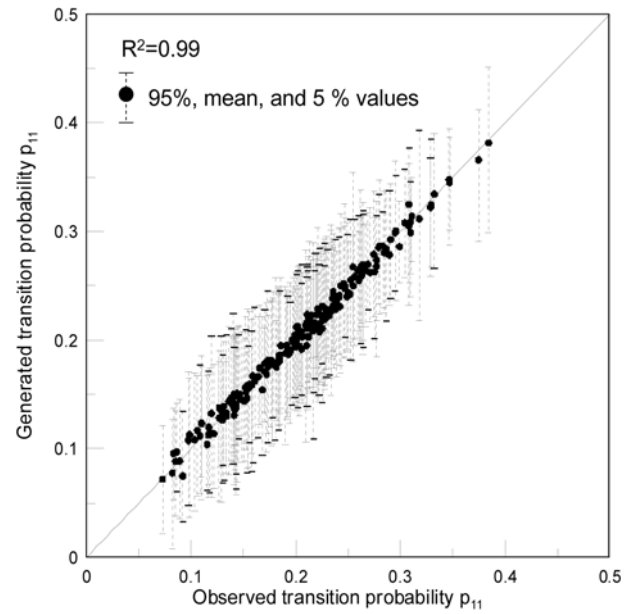
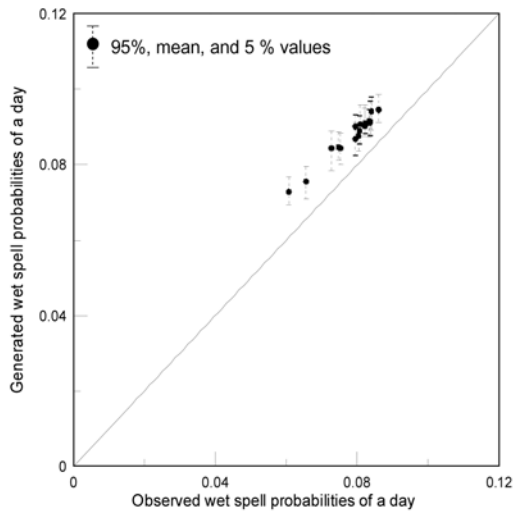


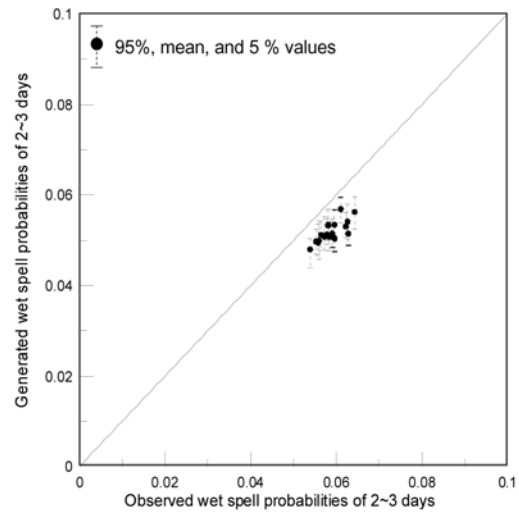
Fig. 3 Scatter plot of observed and modeled transition probability at all stations and at 12 months

이다. 그림에서 ●는 50번의 반복실행을 통해 생성된 강수량으로부터 추정된 강수일수의 각각 95%, 평균, 5%에 해당하는 값을 표시한 것이다. 모든 지점과 모든 월에 대해 강

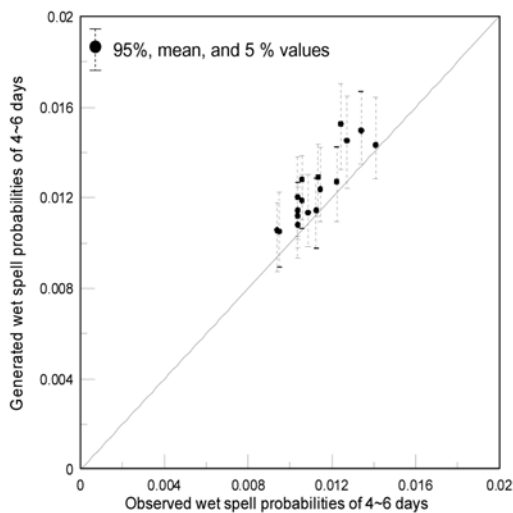
수발생모형의 강수일수가 관측 강수일수와 비교적 잘 일치하고 있는 것을 확인하였으며, 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수(R^2)는 0.99이다.



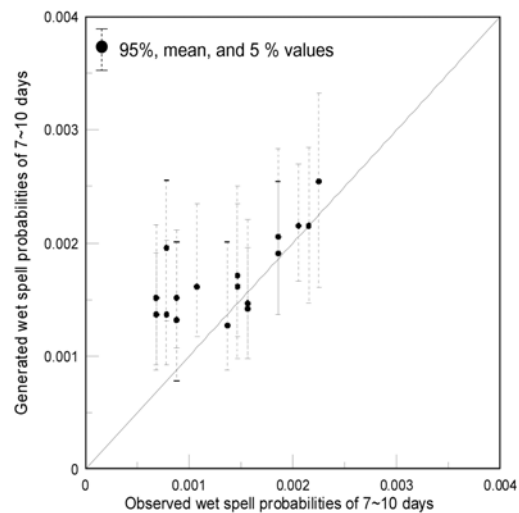
(a) Wet spell probabilities of a day



(b) Wet spell probabilities of 2~3 days



(c) Wet spell probabilities of 4~6 days



(d) Wet spell probabilities of 7~10 days

Fig. 4 Scatter plots of wet spell probabilities of observed and generated values for a day, 2~3 days, 4~6 days, and 7~10 days

Fig. 3은 모든 관측지점의 월별 강수발생모형의 모의강수와 관측강수에 대한 강수발생 유무에 따라 [0 또는 1]의 이진변수로 변환된 시계열에서 전일에도 강수일이었으며 당일도 강수일인 천이확률 p_{11} 을 비교한 것이다. 50번의 반복실행에서 얻은 모든 지점의 월별 천이확률 p_{11} 의 95%와 5%의 범위는 약 0.1 정도의 차이가 있음을 알 수 있다. 그림에서 50번 반복실행의 천이확률 평균값은 1:1 대응 직선에 잘 일치하는 것을 확인할 수 있으며, 관측값과 50번 반복실행의 p_{11} 평균값 사이의 결정계수(R^2)는 0.99로 매우 높았다. 위 결과를 통해 구축된 강수모의모형이 모든 지점과 모든 월에 대해 천이확률의 관측값을 평균적으로 잘 모의하고 있다고 판단할 수 있다.

Fig. 4는 지점별로 28년간(1973~2000)의 모의기간에 대해 강수 지속일이 1일, 2~3일, 4일~6일, 7일~10일에 대해 강수 발생모형과 관측강수의 발생확률을 비교한 것이다. 강수지속일 1일에 대한 발생확률은 강수발생모형이 약간 과대추정하고, 강수지속일 2일~3일에 대한 발생확률은 약간 과소추정하며, 다시 지속시간 4일~7일에는 약간 과대추정하고 있으나, 전반적으로 강수발생모형이 지속일별 강수발생 확률이 관측 자료의 강수발생 확률을 잘 재현하고 있다. 95%와 5% 값

들의 범위는 강수 지속일이 증가할수록 함께 증가하였다. 강수지속일 7일~10일의 발생확률에 대해서는 95%와 5%의 값의 범위와 산포 정도가 다소 컸으나, 심각하게 과대추정하거나 과소추정하는 경향을 나타내지는 않았다. 강수지속일이 길어질 경우 이를 재현하는데 큰 어려움이 따른다는 것을 감안한다면 용인할 수 있을 정도의 오차로 생각할 수 있다.

Fig. 5는 지점별로 28년간(1973~2000)의 모의기간에 대해 무강수 지속일이 1일~3일, 4일~7일, 8일~12일, 13일~20일에 대해 강수발생모형과 관측강수의 발생확률을 비교한 것이다. 모든 무강수 지속일에 대해 강수발생모형이 관측강수의 발생확률을 잘 재현하고 있음을 확인할 수 있으며 95%와 5%의 발생확률 간의 범위 역시 무강수 지속일이 증가할수록 함께 증가하기는 하나 증가 폭이 그리 크지는 않았다. 구축된 강수발생모형이 비교적 긴 무강수 지속일의 발생확률도 잘 모의하는 근본적인 이유는, 혼합치수 마코프 모형을 이용하여 무강수 지속일의 모의능력을 강화한 것의 영향으로 평가할 수 있다.

Fig. 6은 지점별로 28년간(1973~2000)의 모의기간에 대해 강수발생모형과 관측강수의 최대 강수 지속일과 최대 무강수 지속일을 비교한 것이다. Fig. 6a는 최대 강수 지속일에

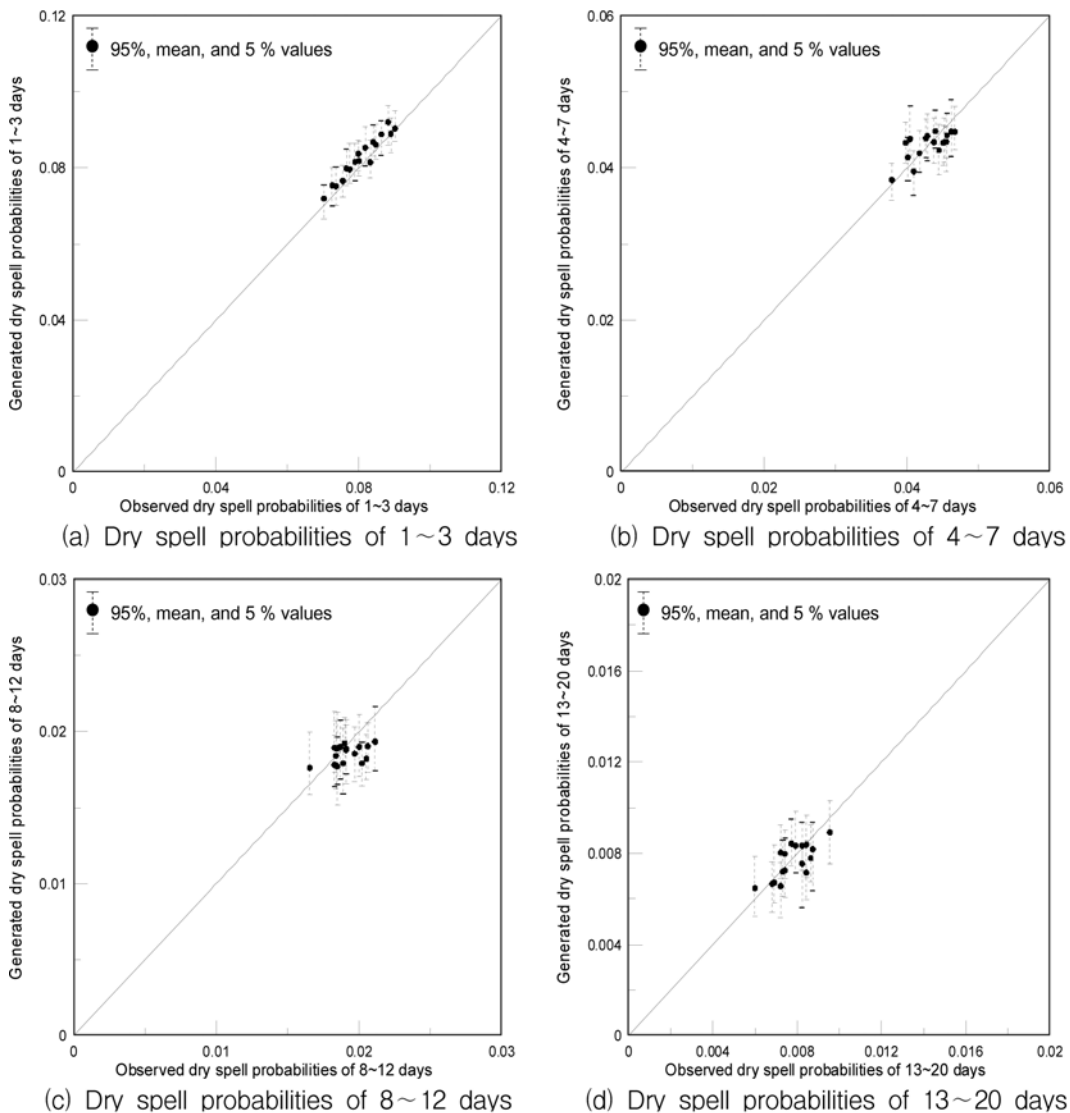
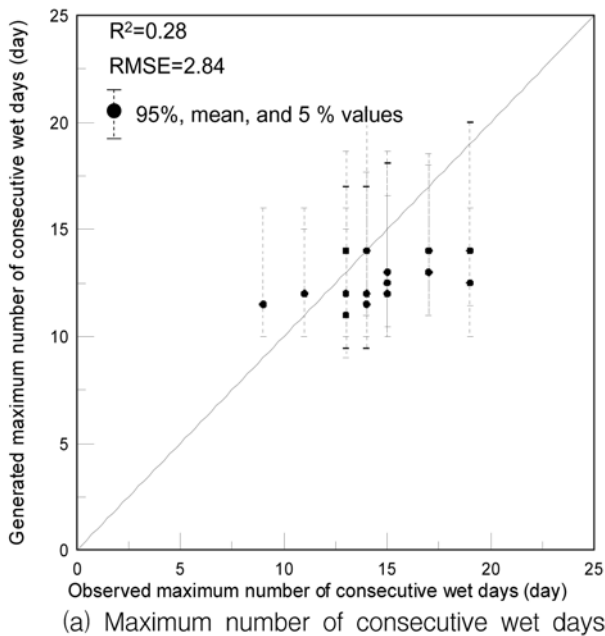
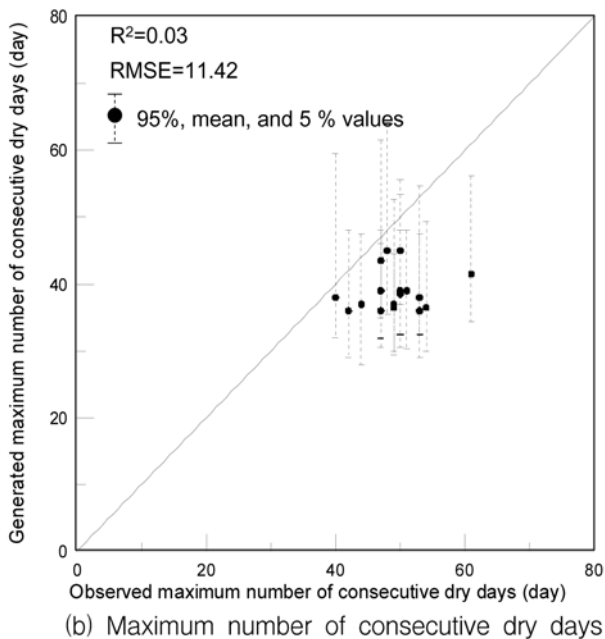


Fig. 5 Scatter plots of dry spell probabilities of observed and generated values for 1~3 days, 4~7 days, 8~13 days, and 14~20 days



(a) Maximum number of consecutive wet days



(b) Maximum number of consecutive dry days

Fig. 5 Scatter plots of dry spell probabilities of observed and generated values for 1~3 days, 4~7 days, 8~13 days, and 14~20 days

비교 그림으로, 강수발생모형이 비교적 잘 모의하고 있음을 알 수 있다. 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수 (R^2)는 0.28로 그리 크지 않았으며, RMSE(root mean square error)는 약 2.8일로서 각 지점의 평균값의 20%에 해당하는 오차가 있음을 확인하였다. Fig. 6b는 최대 무강수 지속일을 비교한 그림으로 약간의 과소추정하는 경향이 목격되었다. 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수는 0.03으로 크지 않았으나, 이 두 값들 사이의 RMSE는 약 11.4일로서, 이는 각 지점의 평균값의 23%에 해당하는 것으로 최대 강수 지속일의 경우와 비슷하였다.

4.2 강수량

Fig. 7은 모든 관측지점에 대해 월별로 구축된 강수량 모의모형과 관측강수량의 평균값을 비교한 것이다. 약간의 과소추정을 하는 구간이 목격되기는 하나, 전반적으로 관측자

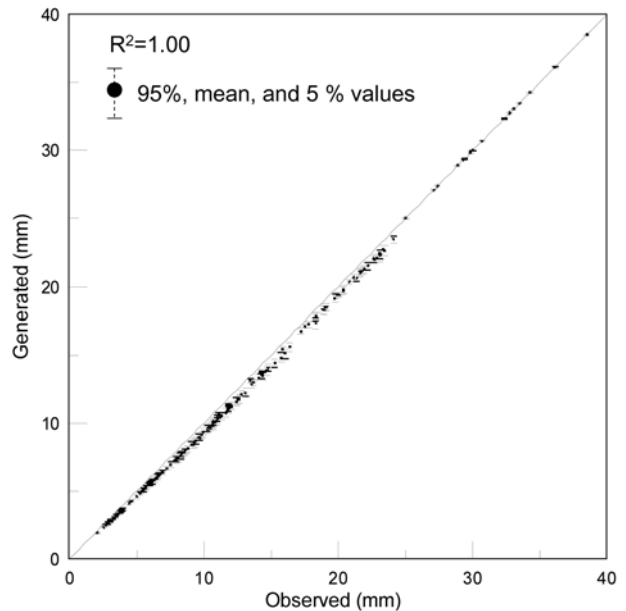


Fig. 6 Scatter plots of observed and generated maximum number of consecutive wet and dry days

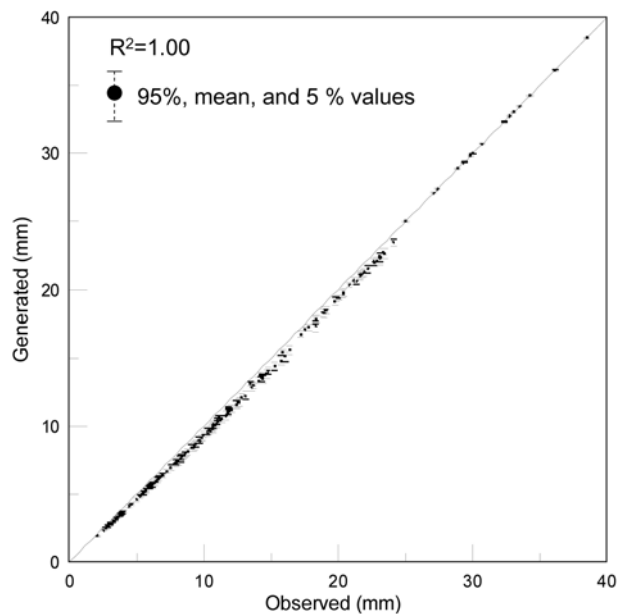


Fig. 7 Scatter plot of observed and modeled mean precipitation of wet days at all stations and at 12 months

료의 강수량 평균값을 잘 재현하였으며, 95%와 5% 평균값들의 범위도 매우 작은 것을 확인하였다. 50번 반복실행의 평균값과 관측값 사이의 결정계수도 0.99 이상으로 매우 높았다.

Fig. 8은 각 지점에 대한 월 강수량 모의모형과 관측강수량의 표준편차를 각 월에 대해 비교한 것이다. 전반적으로 관측강수량의 표준편차를 잘 재현하고 있으며, 50번의 반복 실행에서 얻은 표준편차의 95%와 5%의 값들은 약 15 mm 정도의 이내의 범위에 있음을 알 수 있다. 50번 반복실행의 평균값과 관측값 간의 결정계수는 0.97로 높은 편이었다. 그러나 관측강수량의 표준편차가 30~45 사이에서 강수량 모의 모형의 표준편차가 관측값에 비해 다소 작은 것을 알 수 있다. 이는 모든 관측지점에서 9월에 해당하는 표준편차들로서, 우기에서 건기로 급격히 바뀌는 9월의 계절특성으로 인해

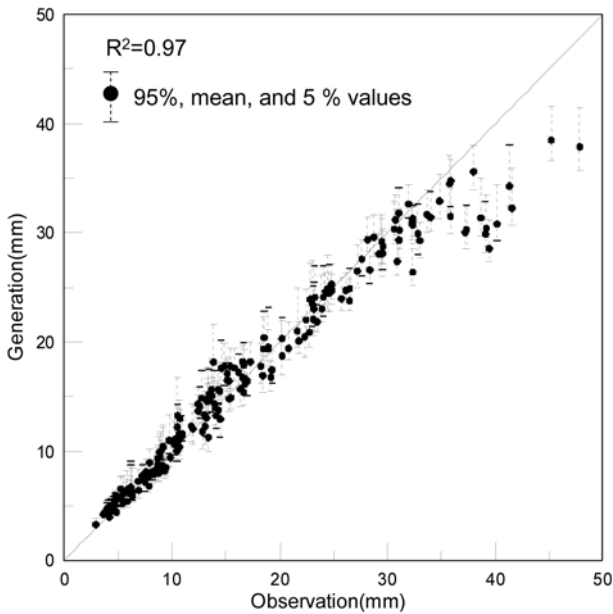


Fig. 8 Scatter plot of observed and generated standard deviations of wet day precipitation amounts at all stations and at 12 months

강수량이 작은 값과 큰값으로 양분되는 현상이 심하여 관측 강수량에서의 표준편차가 상대적으로 크나, 본 연구에서 구축한 모형이 이러한 특성을 재현하기 쉽지 않음을 암시한다. 수자원 관점에서 본다면 홍수에 대비하고 건기를 준비하기 위해 수자원을 확보해야하는 9월은 작은 강수량의 발생보다는 상대적으로 강수량이 큰 극한값을 잘 모의가 중요하다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위한 임시방편으로 9월에 발생한 강수량 중에서 5 mm 이하 정도의 작은 강수량들을 0으로 변환하여 모의하는 등의 방법을 이용하여 문제를 완화

시켰으나 근본적으로 해결하지는 못하였다.

Fig. 9는 속초(site1), 서울(site4), 수원(site7), 양평(site10), 홍천(site13), 영주(site16)에 대해 강수모의모형의 모의강수량과 관측강수량의 연최대 계열 분위수를 비교한 것이다. 분위수의 변화에 따른 관측값, 50년 반복실행에 의한 95%, 평균, 5%의 연최대 강수량을 그림에 함께 도시하였다. 그림에서 양평, 홍천, 영주에서는 연최대 강수량의 관측값에 대한 분위수를 비교적 잘 재현하고 있으나, 속초, 서울, 수원의 경우에는 과소추정 하고 있음을 확인할 수 있다. 지면의 제약으로 그림을 제시하지는 않았으나, 춘천(site2), 강릉(site3), 인천(site5), 인제(site12)에서는 90% 이상의 분위수에서 과소 추정하는 경향이, 이외는 반대로, 천안(site15)과 문경(site17)에서는 90% 이상의 분위수에서 과대추정하는 경향이 관찰되어 전반적으로 연최대 강수량이 다소 과소추정되는 경향을 나타내었다. 나머지 지점인 원주(site6), 서산(site8), 청주(site9), 이천(site11), 제천(site14)등의 지점에서는 90% 이상의 분위수에서 관측값이 모의값의 95%와 5% 사이에 위치하여 비교적 양호한 결과를 보여주었다.

Fig. 10은 강수모의모형에 의한 모의강수량과 관측강수량의 연최대 계열에 대한 100년빈도와 200년빈도에 해당하는 강수량을 추정하여 비교한 것이다. 연최대 계열의 빈도분석을 위해 관측강수량과 50년 반복실행에 의해 도출된 모의강수량을 감마분포에 적합 시킨 후 100년빈도와 200년빈도의 연최대 강수량을 추정하였다. 50년 반복실행의 평균값과 관측값의 비교에서 100년빈도 연최대 강수량은 결정계수가 0.34이며, RMSE는 45.29 mm로 관측 평균값의 약 16%에 해당하는 값을 나타내었다. 200년빈도에서도 유사한 결과를 나타내었으며 연최대 강수량에서는 결정계수가 0.34이며, RMSE는 51.31 mm로 관측 평균값의 17%에 해당한다. 그

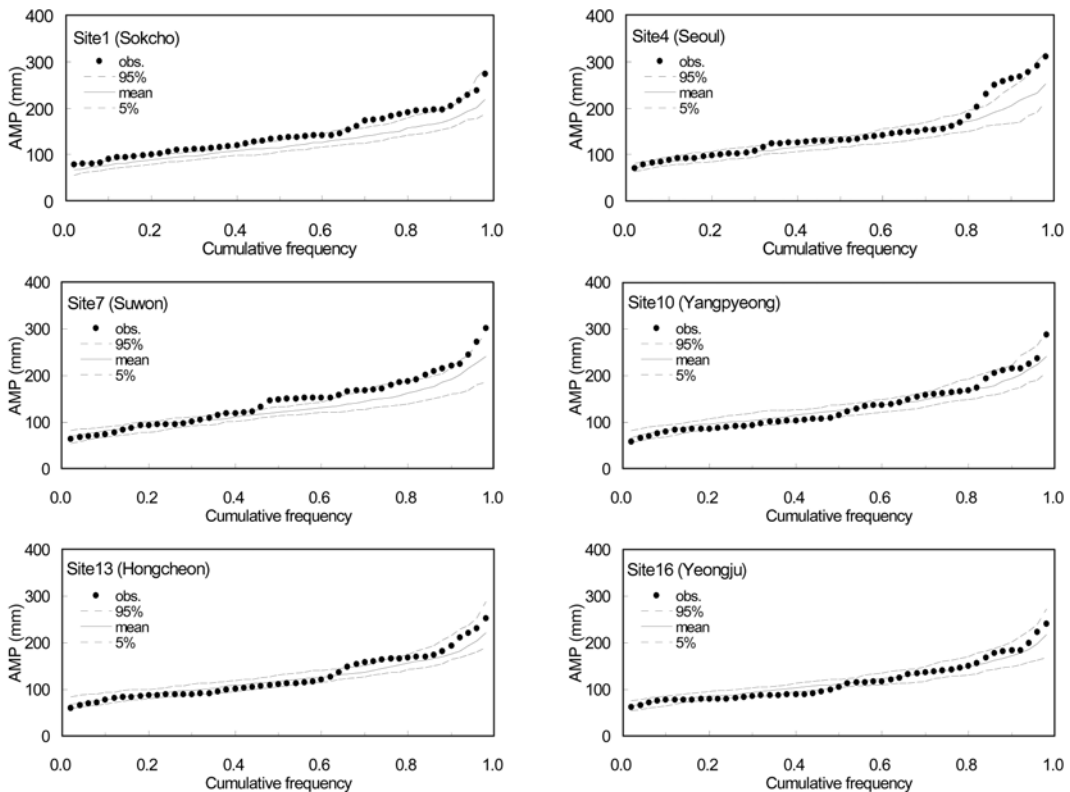


Fig. 9 Quantile plots of annual maximum daily precipitation for Sokcho, Seoul, Suwon, Yangpyeong, Hongcheon, and Yeongju

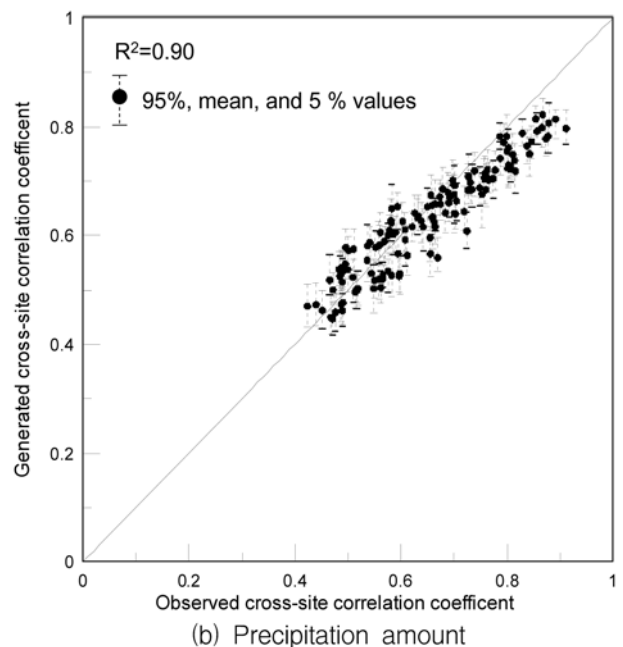
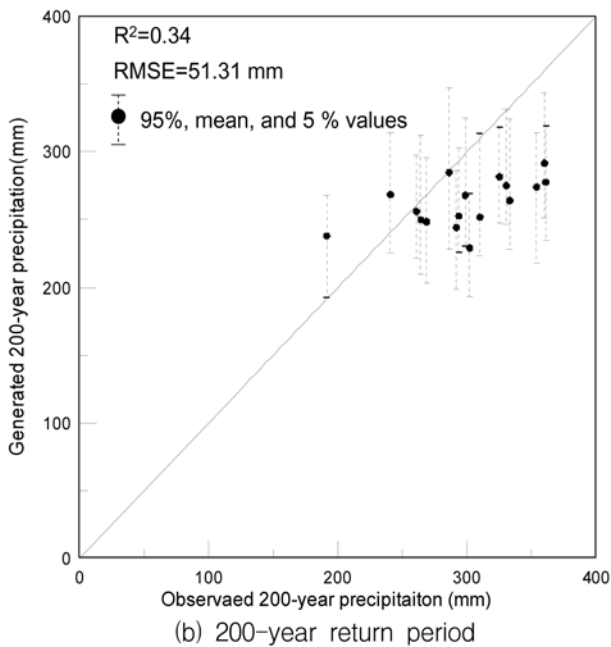
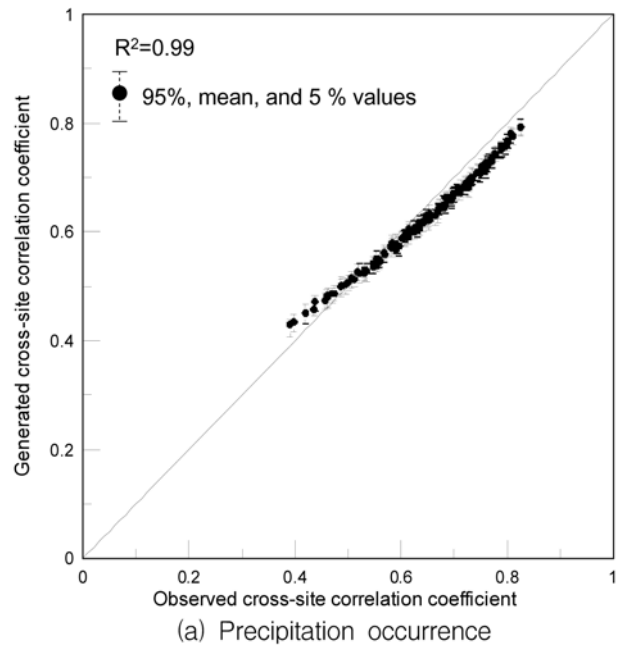
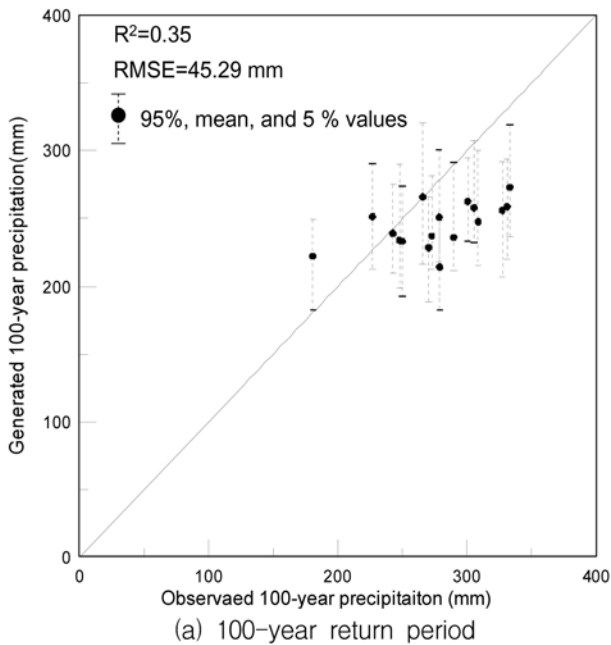


Fig. 10 Scatter plots of observed and generated precipitation amounts of 100-year and 200-year return period

Fig. 11 Scatter plots of observed and generated cross-site correlation coefficients for precipitation occurrence and amount of all pair of observation sites

림에서 살펴보면 100년빈도와 200년빈도 모두 약간 과소추정하는 경향이 있음을 다시 한번 확인할 수 있다. 50번 반복실행 모의값 중 95%에서 5% 모의값의 범위는 100년빈도의 경우 60~105 mm 정도였으며, 200년빈도는 70~120 mm의 범위를 나타내었다.

4.3 공간적 상관관계

Fig. 11은 모든 지점과 월의 추계학적 강수모의모형의 일단위 모의강수와 일단위 관측강수에 대해 서로 다른 두 지점에 대한 교차상관계수를 비교한 것이다. Fig. 11a는 강수발생에 대한 교차상관계수를, Fig. 11b에서는 강수량에 대한 교차상관계수를 도시하였다. Fig. 11a의 경우 전반적으로 모의모형의 강수 발생 교차상관계수가 관측강수의 교차상관계수에 비해 약간 작게 재현되는 것을 알 수 있으나 그 차이가 크지 않으며, 50번의 반복실행에 대한 95%와 5% 값의 범위도 크지 않은 것을

확인할 수 있다. 50번의 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수 역시 0.99로 상당히 높았다. Fig. 11b의 경우 Fig. 11a에 비해 산포 정도가 크고 50번 반복실행에 대한 95%와 5% 값의 범위도 강수발생의 경우보다 컸다. 이를 통해 강수량의 공간적 상관관계를 재현하는 것이 강수발생의 공간적 상관관계를 재현하는 것에 비해 더 어려움을 확인할 수 있다. 그러나 강수량의 상관관계 역시 1:1 대응직선에 잘 일치하고 있는 것으로 판단할 수 있으며, 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수 역시 0.90으로 높은 편 이었다.

5. 결론 및 향후연구

본 연구에서는 다지점의 일단위 강수량을 모의할 수 있는 추계학적 강수모의모형을 구축하였으며, 구축된 모형을 우리

나라의 중부지방에 위치한 17개 관측지점의 강수량을 재현하기 위해 적용하고 모의능력을 평가 하였다. 강수모의모형은 강수발생모형과 강수량모형으로 분리하여 구축되었으며, 강수발생모형에서는 무강수 기간의 모의능력이 우수한 혼합치수 마코프 모형을, 강수량모형에서는 Anscombe 잔차와 감마분포를 주요 기법으로 이용하였다. 강수발생과 강수량의 공간적 상관관계는 다변량 정규분포를 이용하여 관측강수에서 추정된 공간적 상관관계를 반영한 난수를 생성하는 것을 시작으로 하여, 서로 다른 두 지점의 모의강수와 관측강수의 교차상관계수의 차이를 최소로 하도록 경험적 방법에 의해 보정하는 과정을 통해 재현하였다. 모형의 검증을 위해서는 구축된 강수모의모형이 난수생성 프로세스에 기초한 것이므로 50번 반복실행을 통해 검증에 사용된 통계값의 범위를 제시하였다.

강수발생모형의 적용결과 관측강수의 발생일수, 천이확률 p_{11} , 강수 지속일에 따른 발생확률, 무강수 지속일에 따른 발생확률을 잘 재현하고 있음을 확인하였다. 모의기간인 28년간(1973~2000)에 각 지점에서 발생한 최대 강수 지속일과 최대 무강수 지속일에서는 각각 약간의 과소추정이 관찰되었으며, 50번 반복실행의 평균값과 관측값과의 사이에서는 관측 평균값의 각각 20%와 23%에 달하는 RMSE를 보였다.

강수량모형의 적용결과 관측강수의 평균과 표준편차를 대체로 잘 모의하고는 있으나, 9월의 경우에는 건기에서 우기로 급격히 전환되는 계절적 특성으로 인해 관측값들 간의 표준편차가 매우 커 구축된 강수모의모형을 이용하여 모의하기가 쉽지 않았다. 연최대 강수량 계열의 분위수 그림을 17개의 관측지점 중에서 통해 속초, 서울, 수원, 춘천, 강릉, 인천, 인제 등 7개 지점에서 과소추정하는 경향이 뚜렷하였으며, 이외는 반대로 천안과 문경에서는 과대추정하는 경향을 나타내었다. 나머지 8개 지점(양평, 홍천, 영주, 원주, 서산, 청주, 이천, 제천)에서는 관측강수량의 90% 이상의 분위수에서 관측값이 모의값의 95%와 5% 사이에 위치하며 비교적 양호한 결과를 보여주었다. 모의강수량과 관측강수량의 연최대 계열에 대한 100년빈도와 200년빈도 강수량비교에서 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 100년빈도 연최대 강수량은 결정계수가 0.34이며, RMSE는 관측 평균값의 약 16%에 해당하였으며, 200년빈도에서도 이와 유사한 결과로 결정계수는 0.34, RMSE는 관측 평균값의 17%를 나타내었다.

강수량 모의모형의 공간적 상관관계의 재현 능력은 우수한 편으로 서로 다른 두 지점간의 교차상관계수에 대한 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수는 0.99이었으며, 모의강수의 95%와 5% 값의 범위도 약 0.04 이하로 크지 않았다. 강수량에 대한 서로 다른 두 지점간의 교차상관계수에 대한 50번 반복실행의 평균값과 관측값의 결정계수는 이보다 큰 0.90이었으며, 모의강수의 95%와 5% 값의 범위도 약 0.1 이하로 강수발생의 범위보다는 넓어 강수량의 공간적 상관관계를 재현하는 것이 강수발생에 비해 어려움을 확인하였다.

본 연구를 통해 우리나라의 다지점에 대한 시간적·공간적 상관관계를 재현할 수 추계학적 강수모의모형을 제시하였으나, 정확성 측면에서 향후 개선이 필요한 몇가지 문제점도 발견되었다. 첫 번째로 계절적 특성이 강한 국내의 강수

특성을 보다 잘 재현할 수 있도록 모형의 보정이 필요하다. 특히 9월과 같이 관측강수량의 매우 크거나 혹은 작은 값들로 이루어져 표준편차가 큰 경우 이를 모형화하기가 쉽지 않다. 두 번째로 최대 강수 지속일, 최대 무강수 지속일, 연최대 강수량 계열에서의 극한 강수량의 모의능력은 여전히 개선의 여지를 남겨놓고 있어, 이러한 문제들을 해결하기 위한 향후 연구가 이어져야 할 것으로 생각한다.

감사의 글

본 연구는 건설교통부 한국건설교통기술평가원의 이상기후 대비시설기준강화 연구단에 의해 수행되는 2005건설기술기반구축사업(05-기반구축-D03-01)에 의해 지원되었습니다.

참고문헌

- 강경석(2000) 다지점 일 강수모형에 의한 일 유출량의 모의발생, 박사학위논문, 인하대학교
- 김문성, 안재현, 신현석, 한수희, 김상단(2008) 다지점 일강수 발생모형: 낙동강유역 강수관측망에의 적용, *한국물환경학회논문집*, 한국물환경학회, 제24권, 제6호, pp. 725-740.
- 문영일, 차영일(2004) 비동질성 마코프모형을 이용한 일강수자료 모의발생-이론-, *대한토목학회논문집*, 대한토목학회, 제24권, 제5B호, pp. 431-435.
- 문영일, 차영일, 서병하(2004) 비동질성 Markov 모형을 이용한 일강수자료 모의발생-이론-, *대한토목학회논문집*, 대한토목학회, 제24권, 제5B호, pp. 437-441.
- 유철상(2007) 추계학적 기상모의모형에 대한 검토. *한국수자원학회지*, 한국수자원학회, 제40권, 제3호, pp.41-51
- Bars, R. and Rodriguez-Iturbe, I. (1976) Rainfall generation: a non stationary time varying multi-dimensional model. *Water Resources Research*, Vol. 12, pp. 450-456.
- Entekhabi, D., Rodriguez-Iturbe, I., and Eagleson, P.S. (1989) Probabilistic representation of the temporal rainfall by a modified Neymann-Scott rectangular pulses model: Parameter estimation and validation. *Water Resources Research*, Vol. 25, No. 2, pp. 295-302.
- Islam, S., Entekhabi, D., and Bras, R.L. (1990) Parameter estimation and sensitivity analysis for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 95, No. D3, pp. 2093-2100.
- Katz, R.W. (1977) Precipitation as a chain-dependent process. *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 16, pp. 671-676.
- Mehrotra, R., and Sharma, A. (2007) A semi-parametric model for stochastic generation of multi-site daily rainfall exhibiting low-frequency variability. *Journal of Hydrology*, Vol. 335, pp. 180-193.
- Mehrotra, R., Srikanthan, R., and Sharma, A. (2006) A comparison of three stochastic multi-site precipitation occurrence generators. *Journal of Hydrology*, Vol. 331, pp. 280-292.
- Rajagopalan, B., Lall, U., and Tarboton, D. (1996) Nonhomogeneous markov model for daily precipitation. *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 1, No. 1, pp. 33-40.
- Richardson, C.W. (1981) Stochastic simulation of daily precipitation, temperature, and solar radiation. *Water Resource Research*, Vol. 17, No. 1, pp. 182-190.
- Rodriguez-Iturbe, I., Gupta, V.K., and Waymire, E. (1984) Scale consideration in the modeling of temporal rainfall. *Water Resources Research*, Vol. 20, No. 11, pp. 1611-1619.
- Semenov, M.A. and Porter, J.R. (1995) Climatic variability and the modelling of crop yields. *Agricultural and Forest Meteorol-*

- ogy, Vol. 73, pp. 265-283.
- Stern, R.D. and Coe, R. (1984) A model fitting analysis of daily rainfall data. *Journal of the Royal Society of Statistical Analysis*, Vol. A147, pp. 1-34.
- Todorovic, P. and Woolhiser, D.A. (1975) A stochastic model of n-day precipitation. *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 14, pp. 1-34.
- Wilby, R.L. (1994) Stochastic weather type simulation for regional climate change impact assessment. *Water Resources Research*, Vol. 30, No. 12, pp. 3395-3403.
- Wilby, R.L., Dawson, C.W., and Barrow E.M. (2002) SDSM- a decision support tool for the assessment of regional climate change impacts. *Environmental Modelling & Software*, Vol. 17, pp. 147-159.
- Wilks, D.S. (1998) Multisite generation of a daily stochastic precipitation generation model. *Journal of Hydrology*, Vol. 210, pp. 178-191.
- Wilks, D.S. (1999) Interannual variability and extreme-value characteristics of several stochastic daily precipitation models. *Agricultural and Forest Meteorology*, Vol. 93, pp. 153-169.
- Yang, C., Chandler, R.E., and Isham, V.S. (2005) Spatial-temporal rainfall simulation using generalized linear models. *Water Resources Research*, Vol. 41, W11415, doi:10.1029/2004WR003739.

(접수일: 2009.3.2/심사일: 2009.4.15/심사완료일: 2009.8.3)