

다지점 일강수 발생모형: 낙동강유역 강수관측망에의 적용

김문성 · 안재현* · 신현식** · 한수희 · 김상단†

부경대학교 환경시스템공학부

*서경대학교 토목공학과

**부산대학교 사회환경시스템공학부

Multi-site Daily Precipitation Generator: Application to Nakdong River Basin Precipitation Gage Network

Munsung Keem · Jae Hyun Ahn* · Hyun Suk Shin** · Suhee Han · Sangdan Kim†

Department of Environmental System Engineering, Pukyong National University

*Department of Civil Engineering, Seokyeong University

**Department of Civil Engineering, Pusan National University

(Received 7 July 2008, Revised 21 August 2008, Accepted 14 October 2008)

Abstract

In this study a multi-site daily precipitation generator which generates the precipitation with similar spatial correlation, and at the same time, with conserving statistical properties of the observed data is developed. The proposed generator is intended to be a tool for down-scaling the data obtained from GCMs or RCMs into local scales. The occurrences of precipitation are simultaneously modeled in multi-sites by 2-parameter first-order Markov chain using random variables of spatially correlated while temporally independent, and then, the amount of precipitation is simulated by 3-parameter mixed exponential probability density function that resolves the issue of maintaining intermittence of precipitation field. This approach is applied to the Nakdong river basin and the observed data are daily precipitation data of 19 locations. The results show that spatial correlations of precipitation series are relatively well simulated and statistical properties of observed precipitation series are simulated properly.

keywords : Climate change, Correlation, Precipitation, Weather generator

1. 서론

대기와 해양이 연결된 전 지구적 규모의 General Circulation Models (GCMs)는 기후에 대한 미래의 변화를 모의하는데 강력한 도구로 사용되어왔다. 그러나 GCMs는 일반적으로 전 지구적 규모나 남반구·북반구 또는 대륙적 규모와 같이 공간적 규모가 매우 큰 경우에는 비교적 정확한 예측 결과를 산출하지만(Gates et al., 1996), GCMs의 공간적 해상도 규모 이하의 작은 규모의 기후에 대한 세부사항은 잘 재현하지 못하고 있다(Grotch and MacCracken, 1991; Kattenberg et al., 1996; Mearns et al., 1990). 이 때, 중요한 점은 한국과 같이 국토면적이 협소한 국가의 경우 식량생산이나 생태, 수문, 환경 및 기타 주요 삶의 주요 기반 시스템에서 미치는 기후변화에 대한 영향평가는 이와 같은 작은 규모에서의 기후 예측결과에 매우 크게 의존한다는 점이다.

때문에 수백 km정도의 해상도를 기반으로 해석되는 GCMs

의 기후변화 관련 정보로부터 우리가 적용하려는 유역 규모의 기후로 down-scaling 하려는 연구가 많이 수행되어왔다(Giorgi and Mearns, 1991; Wilby and Wigley, 1997). GCMs 결과의 down-scaling 기법으로는 아주 단순한 모형에서부터 매우 정교한 모형까지 다양하게 개발되어왔는데, 단순하지만 전 세계적으로 많이 쓰이는 예 중 하나는 예측된 기후변화 시나리오에 따라 한 지점에서 직접적으로 기상 관련 기록을 수정하는 것이다. 즉, 관측된 모든 기온 기록들이 기후변화 시에는 1°C씩 증가된다거나, 또는 우기에 관측된 모든 강수량에 1.1을 곱하고 건기에 관측된 모든 강수량에 0.9를 곱하는 것 등이 그 예라 할 수 있다. 보다 정교한 모형으로는 소위 Regional Circulation Models (RCMs)라 하여, 큰 규모의 대기 순환 패턴과 국지적 기상 변수들의 통계학적 물리학적 관계를 토대로 보다 더 정교한 이론을 적용하여 지역 규모의 기후를 예측하는 것이나(Bardossy and Plate, 1992; Burger, 1996; Lettenmaier, 1995; von Storch et al., 1993; Wigley et al., 1990), 여전히 실제 적용하려는 유역 규모까지 down-scaling 하기 위해서는 엄청난 계산 부하가 소요되는 문제점을 가지고 있다.

이 외에도 국지적 기후 변화 시나리오를 모의 발생할 목

† To whom correspondence should be addressed.
skim@pknu.ac.kr

적으로 비교적 단순하면서도 적용성이 높으며 계산에 대한 부하가 적게 걸리는 방법으로 추계학적 기상모형을 사용하거나 통계학적으로 기상 조건을 발생시키는 기법 등이 개발되어 오고 있다(Semenov and Barrow, 1997; Wilks, 1992; Woo, 1992). 일반적으로 일기발생기(daily weather generator)라 불리는 이러한 기법은 하나의 지점에서 일 기상 자료를 모의 발생시키기 위한 통계학적 모형이라 할 수 있으며, 궁극적으로는 국지적인 기후의 통계학적인 특성으로부터 모형의 결과가 실제 기상자료를 잘 재현할 수 있도록 정교하게 설계된 난수 발생기(random generator)라 할 수 있다.

그러나 그동안 개발된 대부분의 모형들은 강수 장(precipitation field)의 공간적인 상관성 재현의 측면에 있어서 매우 많은 문제점을 가지고 있는 것으로 보고되고 있다(Bras and Rodriguez-Iturbe, 1976; Cox and Isham, 1988; Smith and Karr, 1985; Waymire et al., 1984). 이러한 모형들 중 일부는 다소 추상적이거나 강수의 발생을 모의하기 위하여 주요 몇 가지의 대기 물리학적 과정들을 모형의 구조에 포함시키려는 시도를 하고 있으나, 근본적으로 RCMs 또는 추계학적 기상모형의 적용과 관련해서 명백한 문제점은 모형의 기본적인 모의 기작이 하나의 지점이나 점 과정(point process)에 기반을 두고 있다는 것이다. 그러므로 지역적인 수문학적 거동을 평가할 목적으로 다지점(multi-site)에서 일 강수자료를 동시에 모의하기 위하여 이와 같은 기법을 적용하는 것은 일 기상 자료들에서 관찰되고 있는 비교적 강력한 공간적인 상관관계를 무시할 수 밖에 없는 한계를 지니게 된다.

이에 본 연구에서는 기후변화 시나리오에 따른 공간적인 강수 장을 보다 현실성 있게 모의하면서도 계산에 걸리는 부하가 비교적 작아 적용성을 높일 수 있는 다지점 일 강수 발생모형을 개발하고자 하였다. 본 연구에서 제안된 다지점 일 강수 발생기는 Wilks(1998)의 연구 내용을 바탕으로 다음과 같은 두 가지 단계로 일강수량을 모의하게 된다. 1) 첫 번째 단계는 어떤 날 강수가 발생하는지 하지 않는지를 먼저 모의한 후, 2) 강수가 발생한 날일 경우 강수량은 얼마가 될지를 모의하는 것이 두 번째 단계가 된다. 단, 본 연구에서는 모의 시에 양정치 행렬이 아닌 상관행렬이 발생하는 문제를 해결하기 위해 비정적치분해(Singular Value Decomposition)기법을 사용한 사항이 Wilks (1998)의 연구와 가장 큰 차이점이라 할 수 있다. 이는 추후 GCMs 또는 RCMs로부터 도출된 기후자료를 유역 규모로 down-scaling 할 때에 대상 유역 특정 지점에서 관측된 강수량의 통계학적 특성을 보존함과 동시에 대상 유역 전체에서 관측된 것과 유사한 공간적인 상관성을 가진 강수 장을 모의하는 것을 목적으로 한다.

2. 연구방법

2.1. 일 강수 발생여부 판별 모형

서론에서 언급한 바와 같이 본 연구에서 제안된 다지점 일강수발생기는 어떤 날 강수가 발생하는지 하지 않는지를

판별하는 모형과 강수가 발생한 날일 경우 강수량은 얼마가 될지를 모의하는 모형으로 나뉘질 수 있다. 어떤 날 강수가 발생하는지 하지 않는지를 판별하는 모형은 이변수 일차 마코프 연쇄모형(2-state first-order Markov chain model)으로 모의된다(Katz, 1977; Stern and Coe, 1984; Todorovic and Woolhiser, 1975; Waymire and Gupta, 1981; Woolhiser, 1992). $X_t(k)$ 를 k 지점에서의 t 일에 강수가 있으면 1, 없으면 0인 상태변수 값을 가지는 1차 마코프 연쇄 모형의 상태변수라 한다면, 마코프 연쇄모형은 아래와 같은 2개의 매개변수로 구성된다.

$$P[X_t(k) = 1 | X_{t-1}(k) = 0] = p_{01}(k) \quad (1)$$

$$P[X_t(k) = 1 | X_{t-1}(k) = 1] = p_{11}(k) \quad (2)$$

식 (1)과 (2)는 각각 어제 강수가 없고 오늘 강수가 있을 확률과 어제 강수가 있고 오늘도 강수가 있을 확률을 의미한다. 위 두 개의 확률 값은 일 강수자료로부터 쉽게 구할 수 있는데, 단 강우의 시공간적 변동성을 반영하기 위해서 매개변수는 지점별 월별로 각각 산정할 필요가 있다.

1차 마코프 연쇄모형을 이용한 시계열 $X_t(k)$ 의 추계학적 모의는 다음과 같은 과정을 통하여 수행될 수 있다. 평균 0, 분산 1인 표준정규난수 시계열은 식 (1) 또는 (2)로부터 구해지는 천이확률과 비교되어 k 지점 t 일에서의 강수 발생 여부를 모의하게 된다. k 지점에서 t 일 비가 올 확률은 아래와 같이 정의된다.

$$p_c(k) = \begin{cases} p_{01}(k), & \text{if } X_{t-1}(k) = 0 \\ p_{11}(k), & \text{if } X_{t-1}(k) = 1 \end{cases} \quad (3)$$

$X_t(k)$ 시계열의 값은 아래와 같은 식으로부터 결정된다.

$$X_t(k) = \begin{cases} 1, & \text{if } w_t(k) \leq \Phi^{-1}[p_c(k)] \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

여기서 $w_t(k)$ 는 k 지점의 모의를 위해 발생된 평균 0, 분산 1인 표준정규난수 시계열 중 t 일에 해당되는 난수 값이며, $\Phi[\cdot]$ 는 누가 표준정규 확률밀도함수로서 k 지점에서 t 일의 모의를 위해서 발생된 표준정규난수가 $\Phi^{-1}[p_c(k)]$ 보다 작거나 같으면 $X_t(k)$ 는 1의 값을 가지며, 그렇지 않으면 $X_t(k)$ 는 0의 값을 갖게 됨을 알 수 있다. 이는 즉, 오늘의 강수 발생 유무는 어제의 강수발생 유무에만 의존하는 시간적 상관특성을 가지고 강수 발생 여부를 모의함을 의미한다.

각 월별 및 지점별로 이와 같이 방법을 통하여 강수 발생 여부를 모의하는 것이 가능하지만, 문제는 지점들 사이에 존재하는 공간적인 상관성을 어떻게 모의 구조에 포함시킬 것인가에 대한 사항이다. 즉, 상기의 방법은 난수를 발생시켜 강수 발생 여부를 모의하기 때문에 각 지점들 간

의 공간적인 상관성은 이론적으로 0이 될 수밖에 없기 때문이다.

2.2. 공간적으로 상관된 일 강수 발생여부 판별 모형

지점 k 와 지점 l 에서 관측 자료 $X_t^o(k)$ 와 $X_t^o(l)$ 사이의 공간적인 상관성은 아래와 같다고 하자.

$$\xi^o(k,l) = Corr[X_t^o(k), X_t^o(l)] \tag{5}$$

여기서, $Corr[\cdot]$ 은 두 시계열의 0차 교차상관계수이다. 또한, 앞 절에서 모의 발생한 난수 시계열 사이의 상관성은 아래와 같이 정의된다.

$$w(k,l) = Corr[w_t(k), w_t(l)] \tag{6}$$

이로부터 실제 모의된 강수 발생 여부 시계열의 상관성 $\xi(k,l)$ 은 아래와 같이 정의할 수 있다.

$$\xi(k,l) = Corr[X_t(k), X_t(l)] \tag{7}$$

문제의 핵심은 $\xi(k,l)$ 과 $\xi^o(k,l)$ 이 가능한 같은 값을 갖도록 하는 $w(k,l)$ 을 찾는 것이다. $w(k,l)$ 이 클수록 $\xi(k,l)$ 이 커진다는 사실에 착안하여, 최적의 $w(k,l)$ 을 주는 $w_t(k)$ 와 $w_t(l)$ 의 난수를 동시 모의하는 상관된 다변량 표준정규난수를 발생하는 문제가 된다. 상관된 다변량 표준정규난수 시계열은 Matlab 프로그램을 사용할 시에는 내장함수인 `mvnrnd`를 이용하여 비교적 손쉽게 모의할 수 있다. 따라서 동시에 고려해야 할 K 개의 강수 관측 지점을 가지고 있다면 K 변량 표준정규난수 시계열을 발생시키는 문제가 되며, 이는 $K \times K$ 의 차원을 갖는 공분산 행렬을 사전에 입력함으로써 가능하게 된다.

2.3. 일강수량 시계열의 확률밀도함수

0이 아닌 강수량 $r_t(k)$ 는 Smith and Schreiber(1974), Woolhiser and Pegram(1979), Foufoula-Georgiou and Lettenmaier(1987) 및 Hanson 등(1994)의 연구에서 적용된 바 있는 3변수 혼합 지수 확률밀도함수를 사용하여 모의할 수 있다. 이는 2개의 서로 다른 단변량 지수 확률밀도함수를 합한 것으로 식의 형태는 다음과 같다.

$$f_k(x) = \frac{\gamma(k)}{\alpha(k)} e^{-x/\alpha(k)} + \frac{(1-\gamma(k))}{\beta(k)} e^{-x/\beta(k)} \tag{8}$$

여기서, $\alpha(k) \geq \beta(k)$ 이고, $0 < \gamma(k) \leq 1$ 이다. 여기서 $\gamma(k)$ 는 k 지점에서의 확률밀도함수 사이의 혼합 확률을 설명하는 매개변수이다. 매개변수 α , β , γ 는 월별 지점별로 모멘트법을 이용하여 비교적 간단하게 추정될 수 있다.

$$\text{평균 } m = \int_0^\infty x \cdot f_k(x) dx = \beta + \alpha\gamma - \beta\gamma \tag{9}$$

$$\text{분산 } \sigma^2 = \int_0^\infty (x-m)^2 \cdot f_k(x) dx = -\gamma^2(\alpha + \beta)^2 + 2\gamma\alpha\beta + \beta^2 \tag{10}$$

왜곡도 계수

$$C_s = \frac{\int_0^\infty (x-m)^3 \cdot f_k(x) dx}{\sigma^3} = (\alpha - \beta)^3 - 3\alpha\gamma^2(\alpha - \beta)^2 + 3\alpha^2\gamma(\alpha - \beta) + \beta^3 \tag{11}$$

즉, 위 식들을 관측 자료로부터 계산된 평균, 분산, 왜곡도 계수와 서로 대응시킨다면 3변수 혼합 지수 확률밀도함수의 매개변수 추정이 가능하게 된다(식 3개, 미지수 3개).

2.4. 일강수량 모의발생

지점 k 에서의 일강수량 시계열은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$Y_t(k) = r_t(k) \times X_t(k) \tag{12}$$

여기서 $r_t(k)$ 는 앞 절에서 설명한 바와 같이 모의된 강수량으로서 0이 아닌 강수량 시계열을 의미한다. 따라서 $X_t(k) = 0$ 일 때 $Y_t(k) = 0$ 이고, $X_t(k) = 1$ 이면 $Y_t(k) = r_t(k)$ 가 됨을 알 수 있다.

식 (12)에서 살펴볼 수 있듯이 0을 포함한 일 강수량 시계열 Y_t 의 모의는 단순히 강수 발생 여부를 나타내는 시계열인 X_t 와는 완전히 독립적으로 r_t 를 모의하는 것 이상의 어떤 것이 필요하게 된다. 즉, 어떤 날 강수가 발생하지 않는 것으로 모의된 특정 지점과 가까이 있는 지점에서 강수가 발생하는 것으로 모의되는 경우, 해당 지점의 모의 일강수량은 강수가 발생하는 것으로 모의된 특정 지점과 가까이 있는 지점에서 발생하는 모의 일강수량보다 더 작게 나타날 확률이 높으며 이러한 현상을 추가적으로 고려하여야 한다. 이처럼 공간적으로 강수가 발생한 영역과 강수가 발생하지 않은 영역 사이의 완만한 연속성 유지문제를 강수 장의 공간적 간헐성 유지문제라고 하며(Bardossy and Plate, 1992), 이러한 강수 장의 특성이 모형 구조에 반영되지 못할 경우 강수가 발생한 영역과 강수가 발생하지 않은 영역이 공간적으로 비현실적인 분포상태를 보이게 된다.

일강수량을 모의하기 위하여 본 연구에서 도입한 3변수 혼합 지수 확률밀도함수는 이러한 공간적 간헐성 문제를 어느 정도 해결하는데 도움을 줄 수 있게 된다. 즉, 강수가 발생하지 않은 지점과 가까운 지점에서의 일강수량과 강수가 발생한 지점과 가까운 지점에서의 일강수량의 확률 평균값을 다르게 모의하는 것은 3변수 혼합 지수 확률밀도함수의 매개변수 α 와 β 의 선택을 조절함으로써 가능하게 된다. 전술한 바와 같이 3변수 혼합 지수 확률밀도함수는 서로 다른 평균값을 가지는 두 개의 지수 확률밀도함수의 가중 평균으로 구성된 바, k 지점에서 t 일의 강수 발생 여부를 모의하기 위하여 발생된 표준정규난수인 $w_t(k)$ 와 3변

수 혼합 지수 확률밀도함수의 혼합 매개변수 $\gamma(k)$ 사이의 관계에 따라 다음과 같이 k 지점에서의 t 일 일강수량이 모의될 수 있다(Wilks, 1998).

$$\zeta_t(k) = \beta(k) + 2[\alpha(k) - \beta(k)] \cdot \left[1 - \frac{u_t(k)}{\gamma(k) \cdot p_c(k)} \right], \quad (13)$$

for $u_t(k)/p_c(k) \leq \gamma(k)$
 $= \beta(k)$
 for $u_t(k)/p_c(k) > \gamma(k)$

여기서, $u_t(k)$ 는 k 지점 t 일의 강수 발생 여부를 모의하기 위해 발생된 표준정규난수 $w_t(k)$ 로부터 $u_t(k) = \Phi(w_t(k))$ 의 관계를 이용하여 계산 가능하다.

식 (13)과 식 (4)의 비교에서 살펴볼 수 있듯이 강수량 $r_t(k)$ 의 확률 평균값은 강수의 발생 여부 시계열 $X_t(k)$ 와 밀접한 관련이 있음을 알 수 있다. 전술한 바와 같이 $w_t(k)$ 는 일정한 공간적인 상관관계를 가지고 모의되었기 때문에 t 일에 강수가 0인 지점과 근접한 강수가 0이 아닌 지점들은 일반적으로 $p_c(k)$ 보다 약간 작은 값을 갖는 $u_t(k)$ 로부터 기인할 것이며 따라서 식 (13)은 해당 지점 일강수량 확률밀도함수의 두 개의 매개변수 중에서 작은 평균값을 주는 매개변수 $\beta(k)$ 를 선택하게 할 것이다. 반대로 강수 발생의 중심부에 있는 지점은 상대적으로 보다 작은 $u_t(k)$ 에 강수가 발생될 수 있으며 이러한 경우 식 (13)은 큰 평균 값을 주는 매개변수 $\beta(k) + \dots$ 를 선택하게 할 것이다.

k 지점에서 t 일의 $\zeta_t(k)$ 가 결정되고 나면, 아래와 같이 단변량 지수 확률밀도함수로부터 $r_t(k)$ 를 모의 발생하게 된다.

$$f_k(r_t(k)) = \frac{1}{\zeta_t(k)} e^{-r_t(k)/\zeta_t(k)} \quad (14)$$

여기서,

$$r_t(k) = -\zeta_t(k) \cdot \ln[v_t(k)] \quad (15)$$

여기서, $v_t(k)$ 는 평균 0, 분산 1인 균등분포 난수로서 $v_t(k) = \Phi(z_t(k))$ 로 표현할 수 있으며, 이는 결국 또 하나의 표준정규난수 $z_t(k)$ 가 필요함을 의미한다.

문제는 각 지점별로는 이와 같이 일강수량의 모의가 가능하지만, 지점별 공간상관성을 어떻게 고려할 지가 이후 해결해야할 사항임을 알 수 있다. 이는 난수를 발생시켜 일강수량을 모의하기 때문에 각 지점별 공간상관은 이론적으로 0이 될 수밖에 없기 때문이며, 그에 대한 해결 방법은 시간적으로는 무작위하나 공간적으로 서로 상관성 있는 난수 시계열을 모의하는 것에서 찾아볼 수 있다.

2.5. 공간적으로 상관된 일강수량 모형

두 관측 자료 $Y_t^o(k)$ 와 $Y_t^o(l)$ 사이의 공간적 상관성의

아래와 같다고 하자.

$$\eta^o(k,l) = Corr[Y_t^o(k), Y_t^o(l)] \quad (16)$$

이 때, 모의 발생한 난수 사이의 상관성은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$z(k,l) = Corr[z_t(k), z_t(l)] \quad (17)$$

이로부터 실제 모의된 강수량 시계열의 상관성은 아래와 같이 기술된다.

$$\eta(k,l) = Corr[Y_t(k), Y_t(l)] \quad (18)$$

문제의 핵심은 $\eta(k,l)$ 과 $\eta^o(k,l)$ 이 가능한 같은 값을 갖도록 하는 $z(k,l)$ 을 찾는 것이 된다. $z(k,l)$ 이 클수록 $\eta(k,l)$ 이 커진다는 사실에 착안하여, 최적의 $z(k,l)$ 을 주는 $z_t(k)$ 와 $z_t(l)$ 의 난수를 동시 모의하는 것으로, 상관된 다변량 표준정규난수를 발생하는 문제가 되며, 이는 강수발생 여부를 판별하는 난수발생의 예와 완전히 같은 문제가 될 수 있다. 이와 같은 방법으로 현재 강수 시계열로부터 일강수량을 다지점으로 모의 발생할 수 있게 된다.

위 설명한 절차를 정리하면 Fig. 1과 같다.

3. 결과 및 고찰

이 장에서는 낙동강 유역의 19개 지점 강수 관측망 자료 (Table 1 참조)를 바탕으로 위의 절차를 수행한 결과를 나타내었다. 지점 사이의 거리는 대략 31 km에서부터 276 km까지의 분포를 보이고 있다.

3.1. 공간적으로 상관된 건기일과 우기일의 모의 발생

식 (4)의 계산과정에서 살펴볼 수 있듯이 관측된 강수 계열 $X_t^o(k)$ 에 내재되어 있는 가상의 난수시계열 $w_t^o(k)$ 를 알 수 없기 때문에 관측 강수 발생여부 시계열 사이의 교차상관계수 $\xi^o(k,l)$ 로부터 모의 발생하고자 하는 난수시계열 사이의 교차상관계수 $w(k,l)$ 를 직접적으로 계산하는 것은 불가능하다. 하지만 각 지점별로 전이확률 $[p_{01}(k), p_{11}(k)]$ 와 $[p_{01}(l), p_{11}(l)]$ 이 주어진다면 $w(k,l)$ 과 그로부터 도출된 $\xi(k,l)$ 사이의 일대일 대응 관계를 경험적으로 찾을 수 있다. Fig. 2는 이러한 관계의 한 예로써 낙동강 유역에서 비교적 서로 멀리 떨어진 지점(187 km)인 부산지점과 문경지점의 7월 전이확률(부산 $p_{01}=0.2962, p_{11}=0.6331$; 문경 $p_{01}=0.3664, p_{11}=0.5862$)을 사용하여 $w(k,l)$ 의 다양한 값에 대응하는 $\xi(k,l)$ 를 구한 후 이를 도시한 결과를 보여주고 있다. 관계 곡선은 두 지점 사이에 완벽하게 서로 독립적인 난수시계열이 사용되면(즉, $w(k,l)=0$) 두 지점 사이의 강수 발생여부 시계열 사이의 교차상관계수는 $\xi(k,l)$ 은 이론적으로 0이 되며, 두 지점 사이에 완전히 똑같은

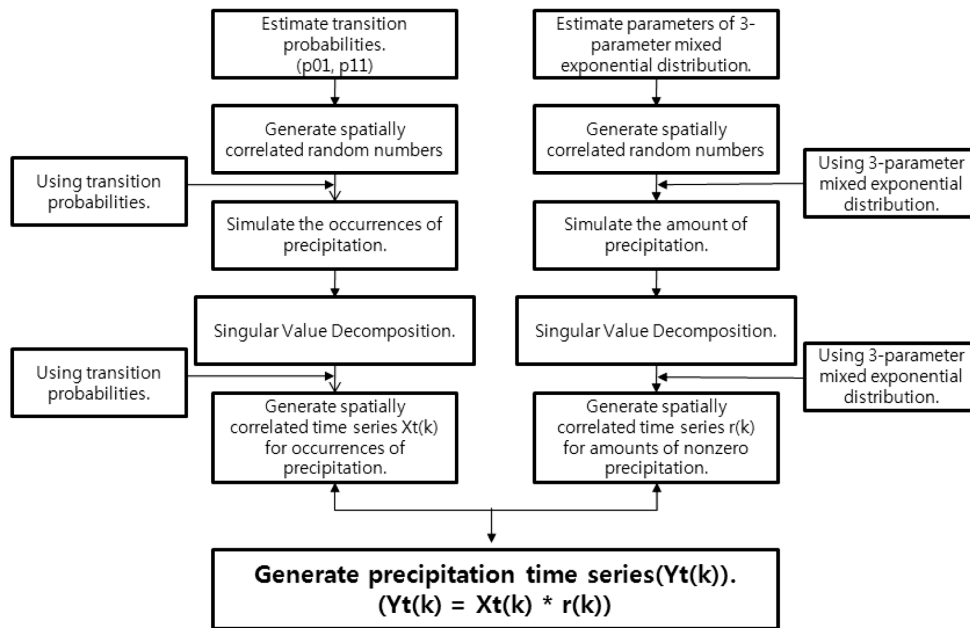


Fig. 1. Outline of multi-site daily precipitation generator.

Table 1. List of precipitation stations used

ID	Latitude	Logitude	Time period (mo/yr)	ID	Latitude	Logitude	Time period (mo/yr)
Ulleung	37°29' N	130°54' E	01/61-12/80	Yeongdeok	36°32' N	129°25' E	01/71-12/80
Uljin	36°59' N	129°25' E	01/71-12/80	Uiseong	36°21' N	128°41' E	01/71-12/80
Pohang	36°02' N	129°23'E	01/61-12/80	Gumi	36°07' N	128°19' E	01/71-12/80
Daegu	35°53' N	128°37' E	01/61-12/80	Yeongcheon	35°58' N	128°57' E	01/71-12/80
Ulsan	35°33' N	129°19' E	01/61-12/80	Geochang	35°40' N	127°55' E	01/71-12/80
Pusan	35°06' N	129°02' E	01/61-12/80	Hapcheon	35°34' N	128°10' E	01/71-12/80
Tongyeong	34°51' N	128°26' E	01/67-12/80	Sancheong	35°25' N	127°53' E	01/71-12/80
Jinju	35°12' N	127°07' E	01/69-12/80	Geoje	34°53' N	128°36' E	01/71-12/80
yeongju	36°52' N	128°31' E	01/71-12/80	Namhae	34°49' N	127°56' E	01/71-12/80
Mungyeong	36°37' N	128°09' E	01/71-12/80				

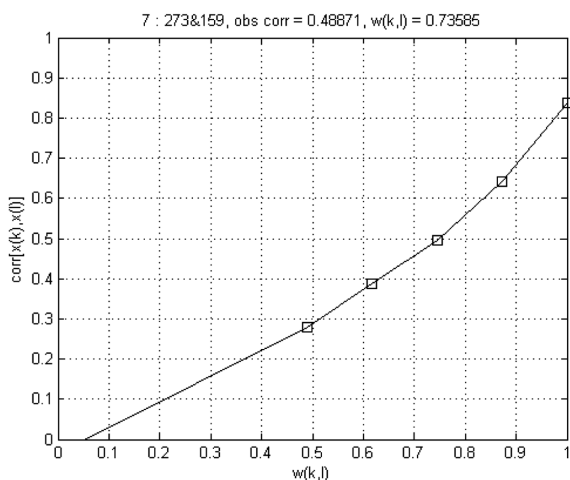


Fig. 2. Illustration of the relationship between the correlations $w(k,l)$ and $\xi(k,l)$ produced by the July Markov parameters for Busan and Mungyeong.

난수시계열이 적용될 경우(즉, $w(k,l) = 1$)에는 $\xi(k,l)$ 은

최대값을 갖게 된다(부산과 문경 지점의 경우 $\xi_{\max}(k,l) = 0.8376$). 부산과 문경 지점의 관측된 7월 강수 발생여부 시계열 사이의 교차상관계수 $\xi^o(k,l)$ 는 0.4887이며 따라서 부산과 문경지점의 경우에는 Fig. 2의 관계 곡선으로부터 $w(k,l) = 0.7359$ 를 사용하여 강수 발생여부 시계열을 동시에 모의하여야 함을 알 수 있다. 다만, 두 지점의 마코프 연쇄 모형의 매개변수가 각각 서로 다르면 다들수록 모의 가능한 최대 교차상관계수 ξ_{\max} 가 감소하기 때문에, 매우 다른 마코프 연쇄모형 매개변수를 가진 지점들 사이에 상대적으로 큰 교차상관계수를 갖는 경우에는 이를 적절하게 모의하는 것은 현실적으로 어렵다고 할 수 있다.

또한, 실제 낙동강 유역의 19개 지점들을 대상으로 Fig. 2에서 제시한 방법으로 각각의 최적 교차상관계수 $w(k,l)$ 를 계산한 결과, 19개 지점들의 교차상관계수로 구성된 상관행렬 W 가 양정치 행렬(positive definite matrix)이 아닌 문제가 발생하게 된다. 다시 말하면 지점 k 와 지점 l 에서의 $\xi(k,l) = \xi^o(k,l)$ 를 만족하는 특정한 $w(k,l)$ 을 찾는 것은 가능하지만, 이러한 각각의 $w(k,l)$ 이 모여 상관행렬 W (본

연구의 경우 19×19 행렬)을 구성할 경우 반드시 상관행렬의 기본적인 요구조건을 만족한다는 보장을 할 수 없기 때문이다(Bardossy and Plate, 1992; Bras and Rodriguez-Iturbe, 1985; Crosby and Maddock, 1970).

본 연구에서는 비정적치분해(Singular Value Decomposition)기법을 이용하여 상관행렬 W 에 일부 변형을 취하는 과정을 통하여 이러한 문제를 해결하고자 하였다. 상관행렬 W 는 아래와 같이 비정적치분해기법을 이용하여 행렬 U , S , V 로 각각 분해될 수 있다.

$$W = U \times S \times V^T \quad (19)$$

여기서, 행렬 U 의 열들은 W 의 경험적 직교함수(empirical orthogonal function, EOF)로서, 각각의 EOF는 상관행렬 상에서의 서로 독립적인 특성을 나타낸다. 또한 행렬 S 는 대각행렬의 형태로 나타나게 되는데, 상관행렬 W 에 대한 각각의 EOF가 차지하는 영향력을 나타낸다. Fig. 3은 7월 강수량자료에 적용한 결과로서 각각의 EOF가 가지고 있는 상관행렬 W 에 대한 영향력을 보여주고 있으며, 첫 번째 EOF가 원 자료의 대부분을 설명하고 있음을 알 수 있다. 본 연구에서는 설명력이 가장 약한 19번째 EOF에 해당하는 행렬 S 의 대각요소를 0으로 설정($S \rightarrow S_a$)하여 $U \times S_a \times V^T = W_a$ 를 계산한 후에, W_a 의 대각요소를 다시 1로 만들어 줌으로써 변형된 상관행렬 W_a 의 양정치 행렬(positive definite) 여부를 파악하였다. 변형된 상관행렬이 여전히 양정치 행렬이 아닌 경우에는 그 다음으로 설명력이 약한 18번째 EOF를 제거해가는 방법으로 상관행렬을 재구성하여 재구성된 상관행렬이 양정치 행렬이 될 때까지 이 과정을 반복하는 과정을 취하였다. 즉, 1월부터 12월까지 이와 같은 과정을 통하여 상관행렬을 재구성하여 건기일과 우기일을 판별하기 위한 공간적으로 상관된 난수시계열 모의발생에 이용하였다.

Fig. 4는 7월 자료에 대한 건기일과 우기일을 모의한 자료로부터 도출된 각 지점별 상관계수를 관측된 상관계수와 비교한 그림으로서, 비교적 관측자료의 경향을 잘 재현하고

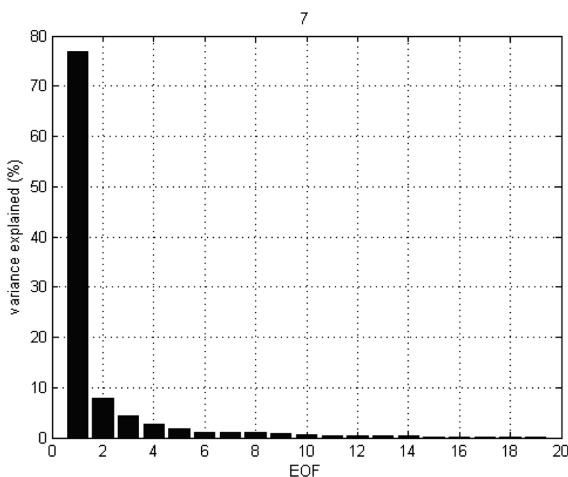


Fig. 3. SVD Scree Plot.

있음을 살펴볼 수 있다. Fig. 5와 6은 각 지점별 및 월별로 이와 같은 공간적 상관관계를 갖는 건기일과 우기일의 모의결과와 관측 자료의 비교 결과를 마코프 연쇄모형의 매개변수인 p_{01} 와 p_{11} 의 향으로 도시하고 있다. Fig. 5와 6에서 살펴볼 수 있듯이 비교적 관측 자료와 모의자료 사이의 일치성이 우수함을 알 수 있다.

3.2. 공간적으로 상관된 강수량의 모의 발생

월별 지점별 강수량의 일강수량 자료를 식 (8)의 3변수 혼합 지수 확률밀도함수에 적합시킨 결과를 Table 2에 나타내었다.

이론적으로, 지점 k 와 l 에서 하나의 특정한 $z(k,l)$ 값은 미리 계산된 $w(k,l)$ 과 마코프 연쇄모형의 매개변수 및 3변수 혼합 지수 확률밀도함수의 매개변수와 함께 어우러져 특정한 $\eta(k,l)$ 를 산출하게 된다. 하지만, 낙동강 유역의 실제 강수 관측망 자료에 적용해 본 결과, 일 강수량자료의 공간적 상관성이 매우 큰 관계로 관측된 상관성을 만족하기 위한 $z(k,l)$ 이 1보다 큰 경우가 다수 발생하는 것으로 조사되었다. 특히, 겨울철의 경우 이러한 경우가 보다 더 일반적인 현상으로 나타났으며, Fig. 7에 도시한 바와 같이 예를 들어 부산과 울산 지점의 1월 강수량자료의 경우 관측된 상관계수가 0.9078으로 이를 재현하기 위한 표준정규난수의 상관계수 $z(k,l)$ 은 1.3165의 값을 가져야 함을 알 수 있다.

본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위하여 요구되는 표준정규난수 사이의 상관계수 $z(k,l)$ 이 1보다 작은 지점들을 대상으로 아래와 같은 식에 의한 회귀분석을 실시하여 각 지점별 월별 요구되는 표준정규난수의 상관계수 $z(k,l)$ 을 재 산정하여 사용하였다.

$$z(k,l) = 1 + D \cdot \ln[\eta(k,l)] \quad (20)$$

여기서, D 는 월별로 지점 k 와 l 에서 관측된 일 강수 시계열의 상관계수와 Fig. 7로부터 구한 그에 대응하는 표준정규난수의 $z(k,l)$ 사이의 관계에서 구해지는 회귀계수이다. Fig. 8과 같이 각 월별로 회귀계수 D 를 구하여 이후 강수모의발생에 사용하였다. Fig. 8은 7월 강수량자료로부터 산정된 결과를 도시하고 있다.

그러나 이와 같은 방법으로 상관계수 $z(k,l)$ 을 결정하여 얻을 수 있는 상관행렬 Z 는 양정치 행렬이 아니기 때문에, 전술한 바와 같이 비정적치분해기법을 이용하여 상관행렬을 변형하는 과정을 통하여 이후 분석을 수행하였다.

Fig. 9는 이와 같은 방법으로 모의된 일 강수량 $Y_t(k)$ 사이의 상관계수와 실제 관측 상관계수의 비교결과를 보여주고 있다. Fig. 9에서 살펴 볼 수 있듯이, 모의된 상관계수가 관측된 상관계수를 완벽하게 재현하고 있지는 못하는 것을 알 수 있다. 이는 주로 강수 발생 모의 시와 강수량 모의 시 시행착오적으로 구한 난수의 공간상관행렬의 부정확성에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 이 정도의 정확도로 강수 시계열의 공간적 상관성을 재현하는 것은 현재의

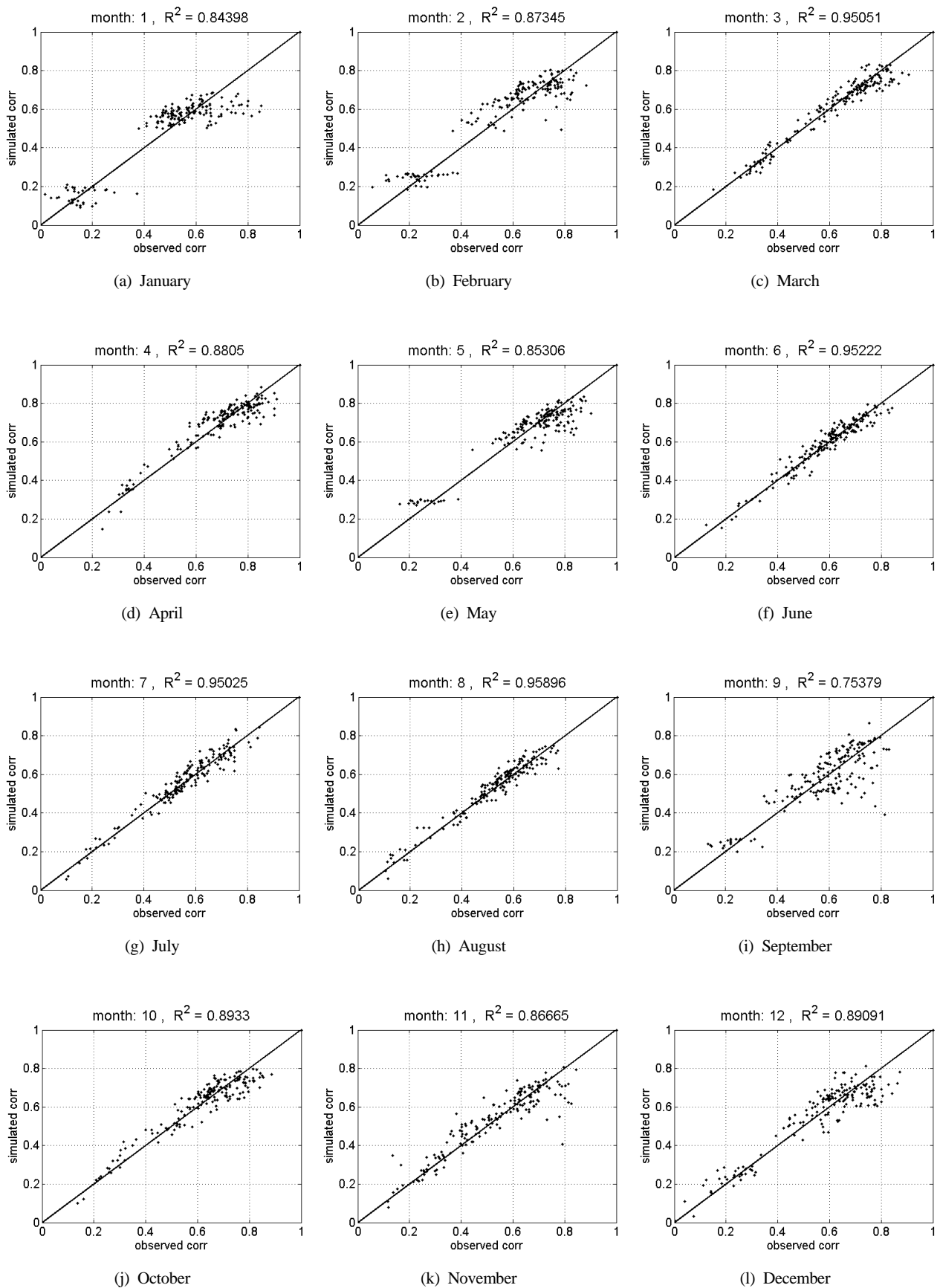


Fig. 4. Comparison of interstation correlations between an observed binary daily precipitation series (horizontal) and synthetic series (vertical) for all station pairs.

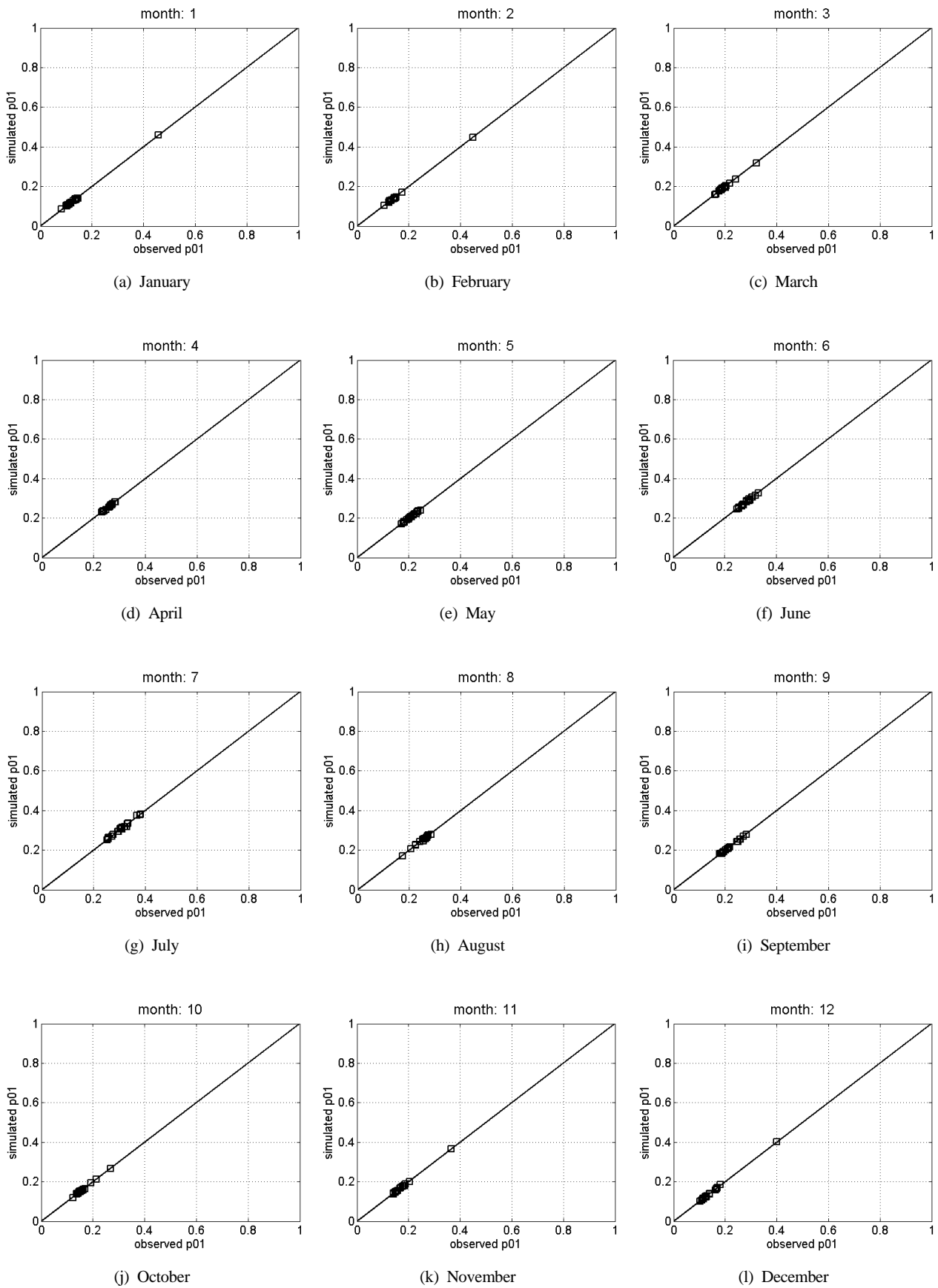


Fig. 5. Comparison of Markov chain model parameter p_{01} between observed wet-dry series and simulated series for all station pairs.

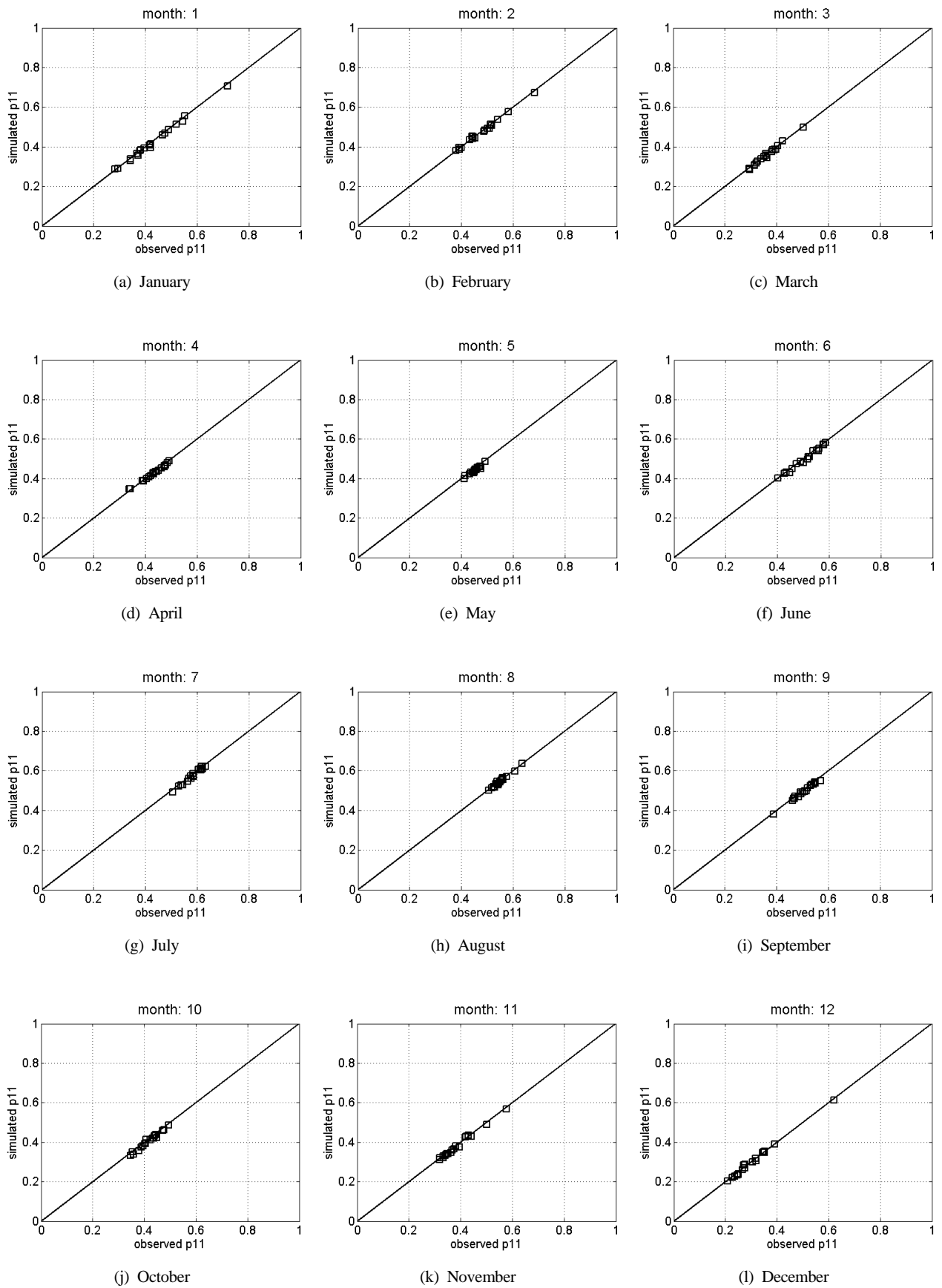


Fig. 6. Comparison of Markov chain model parameter p_{11} between observed wet-dry series and simulated series for all station pairs.

Table 2. Parameters of 3-parameter mixed exponential probability density function

ID	Month	Alpha	Beta	Gamma	ID	Month	Alpha	Beta	Gamma
Ulleung	1	9.0354	0.9425	0.6472	Yeongdeok	1	18.7941	9.6106	0.0001
	4	12.9399	0.4784	0.7160		4	16.4426	1.2265	0.7027
	7	32.5117	5.3152	0.2106		7	30.3708	6.6158	0.2276
	10	16.3462	3.4942	0.3559		10	11.7941	6.5126	0.0001
Uljin	1	17.0603	11.2012	0.0001	Uiseong	1	6.3035	0.1000	0.6005
	4	22.6904	15.5423	0.0001		4	14.5101	1.1825	0.7561
	7	24.7358	5.3062	0.3582		7	21.6430	2.9565	0.6406
	10	18.0855	0.1000	0.6952		10	10.5306	0.1000	0.7915
Pohang	1	7.1937	4.1797	0.0001	Gumi	1	7.0087	0.1000	0.5243
	4	11.9437	0.1000	0.7972		4	14.8984	0.1000	0.7829
	7	26.8774	1.1208	0.6399		7	20.0464	1.0888	0.6862
	10	15.1756	1.4180	0.5941		10	12.0232	0.7104	0.6574
Daegu	1	5.5578	0.1000	0.6588	Yeongcheon	1	6.2002	0.1000	0.6283
	4	16.2631	10.4186	0.0001		4	21.6679	13.6472	0.0001
	7	22.9653	14.7442	0.0001		7	21.335	0.1000	0.7223
	10	12.8408	0.7315	0.6864		10	14.5435	0.1000	0.6760
Ulsan	1	7.8896	0.1000	0.8156	Geochang	1	6.0502	0.1000	0.6689
	4	18.8431	1.5377	0.6396		4	17.6525	10.3697	0.0001
	7	28.5836	0.1951	0.6388		7	26.6597	0.1000	0.7413
	10	27.3937	4.5218	0.2613		10	21.5199	2.6512	0.4616
Pusan	1	8.6772	0.1000	0.6680	Hapcheon	1	6.5718	0.1000	0.5849
	4	18.8334	10.4912	0.8444		4	27.4276	17.9567	0.0001
	7	29.0763	3.0258	0.5701		7	22.8346	13.3182	0.8999
	10	14.3485	7.5650	0.0001		10	19.0594	1.8541	0.4829
Tongyeong	1	8.1954	0.9513	0.6130	Sancheon	1	9.8960	1.0413	0.3426
	4	22.5346	11.2930	0.6994		4	28.4401	19.9973	0.0001
	7	25.7277	4.3680	0.5231		7	28.6264	0.7215	0.6646
	10	14.7685	8.5639	0.0001		10	20.7058	1.6179	0.5032
Jinju	1	7.9631	4.3702	0.9960	Geoje	1	11.6910	7.8206	0.0001
	4	32.6100	4.0283	0.5122		4	26.8683	18.5378	0.9337
	7	37.0792	24.4777	0.0001		7	37.5487	7.2648	0.4261
	10	15.4606	0.1000	0.7216		10	18.7361	9.6814	0.0001
yeongju	1	6.9067	0.5957	0.5674	Namhae	1	7.7544	0.1000	0.7344
	4	18.8636	18.8632	0.1763		4	39.2219	29.1989	0.0001
	7	19.3871	14.2396	0.6310		7	28.2658	18.4523	0.4923
	10	15.2379	9.1869	0.0001		10	23.6399	0.1000	0.7299
Mungyeong	1	8.4442	0.2050	0.5329					
	4	19.4584	0.3408	0.7631					
	7	21.8542	1.2964	0.7094					
	10	9.3905	0.5077	0.7898					

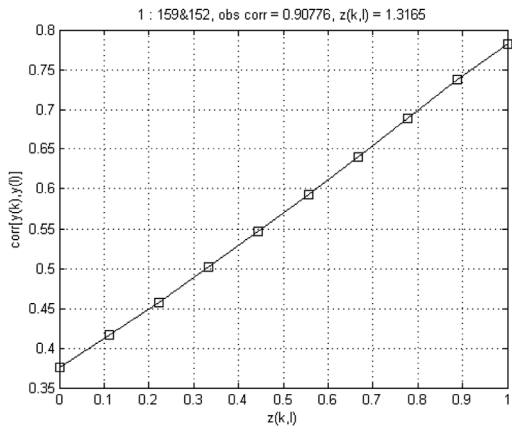


Fig. 7. Illustration of the relationship between the correlations $z(k,l)$ and $\eta(k,l)$ produced by the January Markov parameters for Busan and Ulsan.

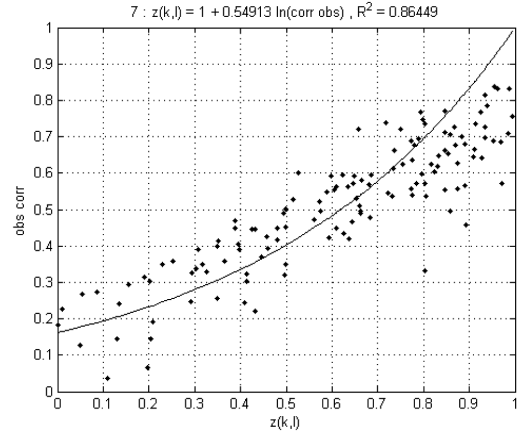


Fig. 8. Regression analysis for finding the relation between $\eta(k,l)$ and $z(k,l)$.

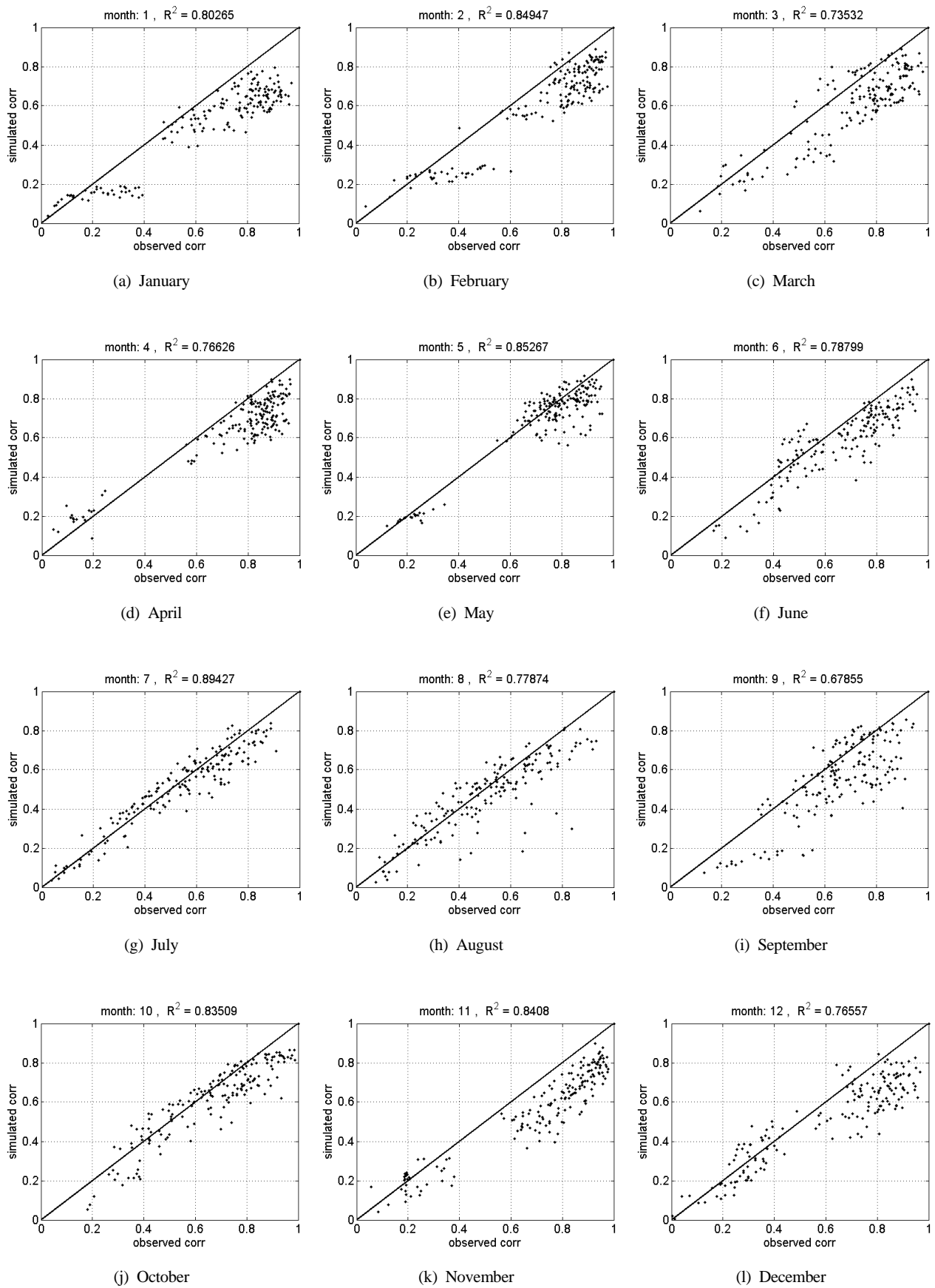


Fig. 9. Comparison of interstation correlations between daily precipitation amounts in the observations and synthetic series for all station pairs.

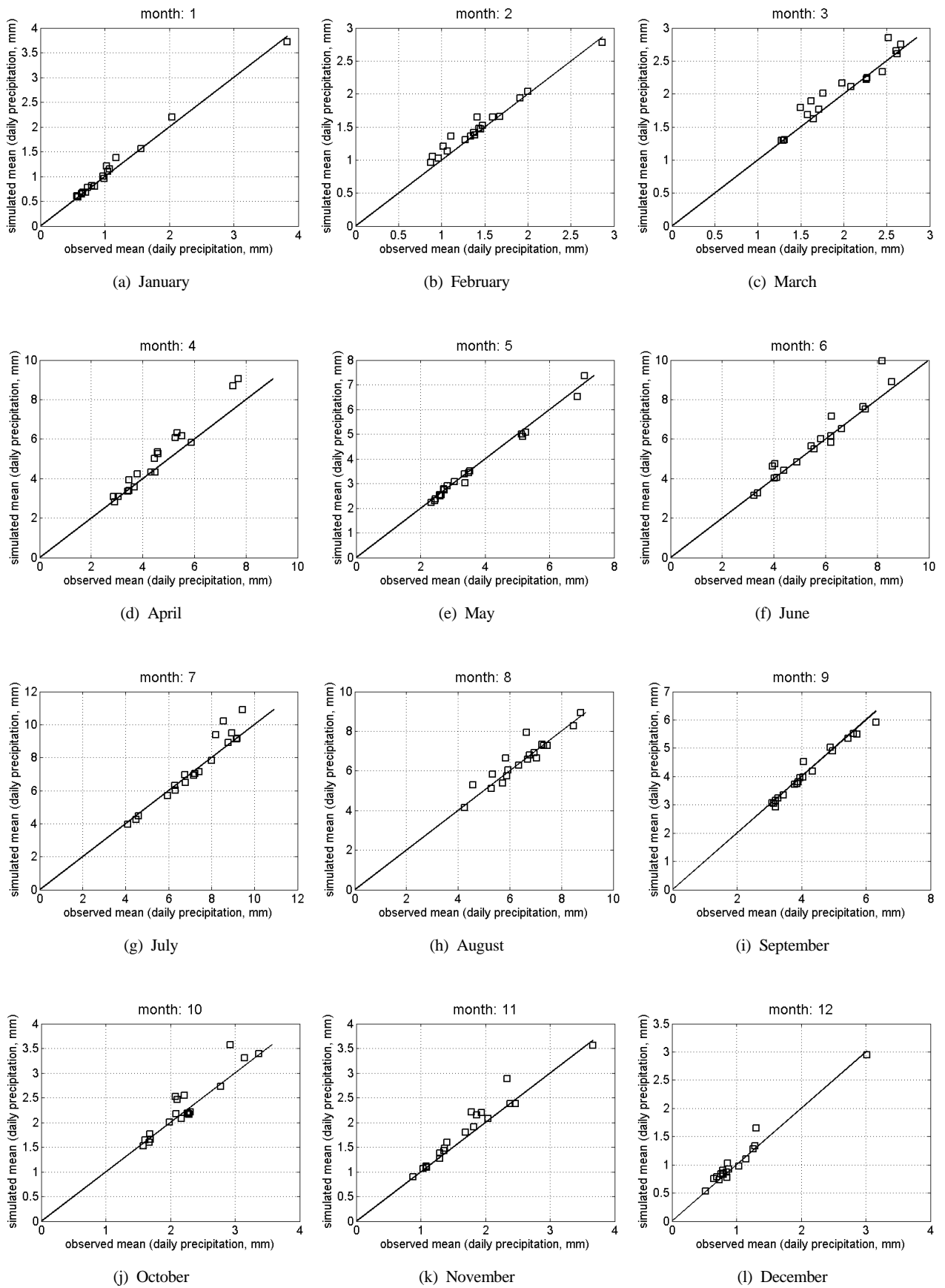


Fig. 10. Comparison of interstation daily precipitation mean between daily precipitation amounts in the observations and synthetic series for all station pairs.

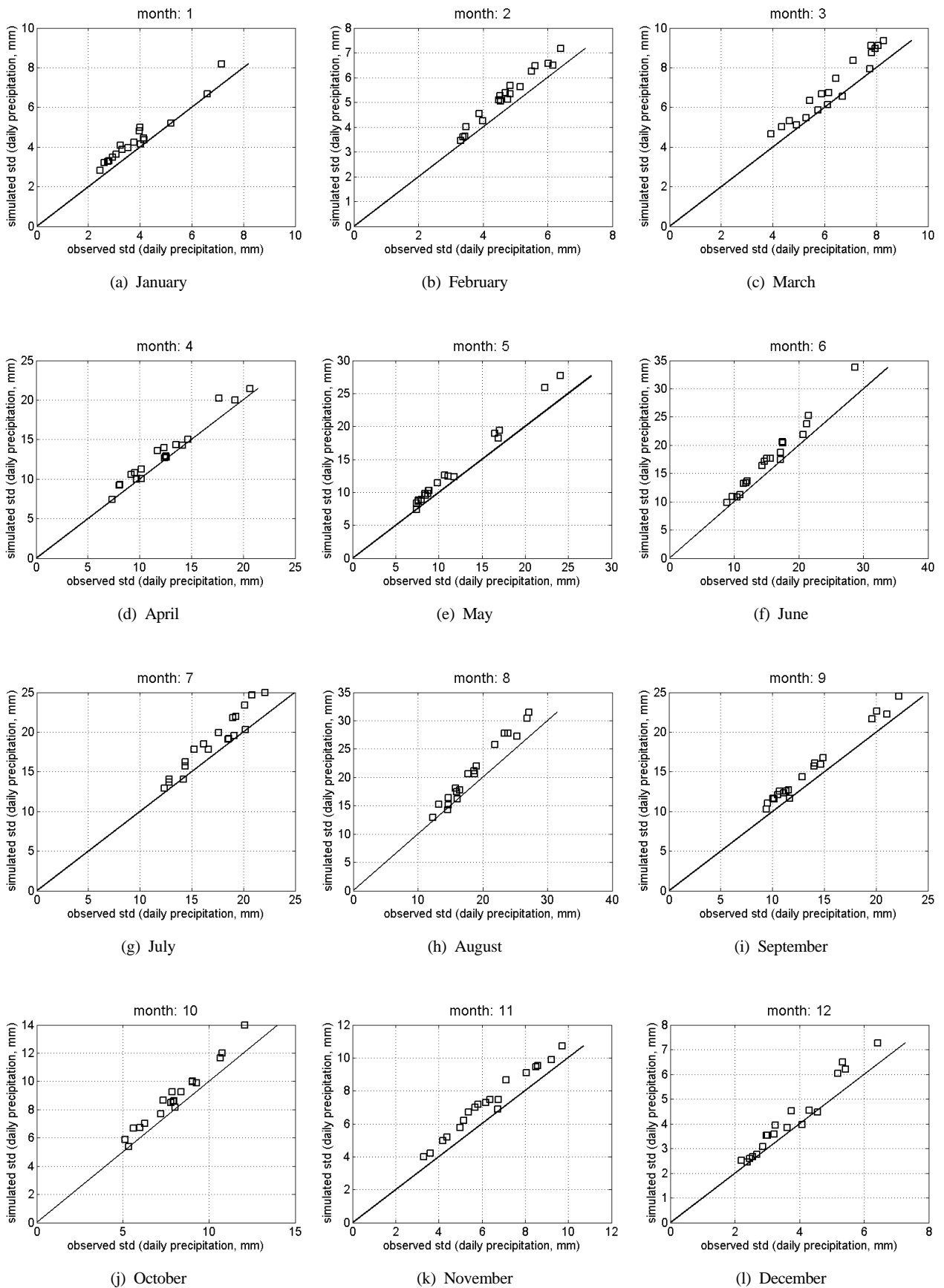
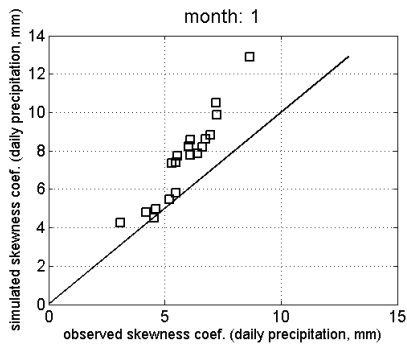
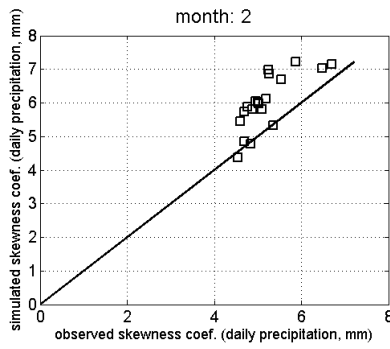


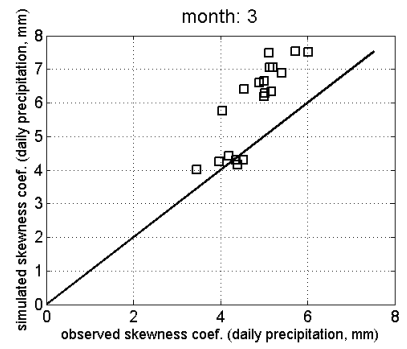
Fig. 11. Comparison of interstation daily precipitation standard deviation between daily precipitation amounts in the observations and synthetic series for all station pairs.



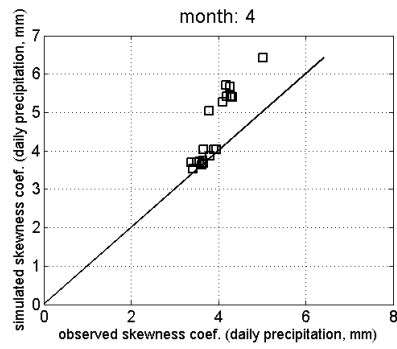
(a) January



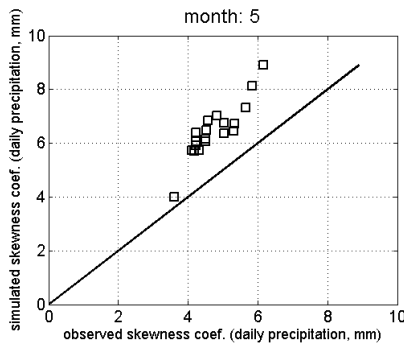
(b) February



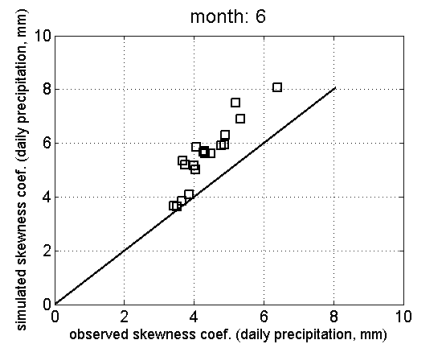
(c) March



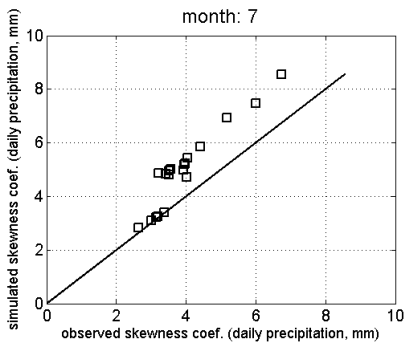
(d) April



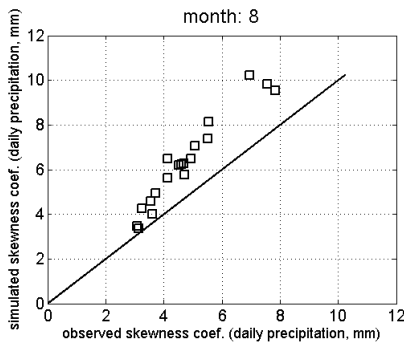
(e) May



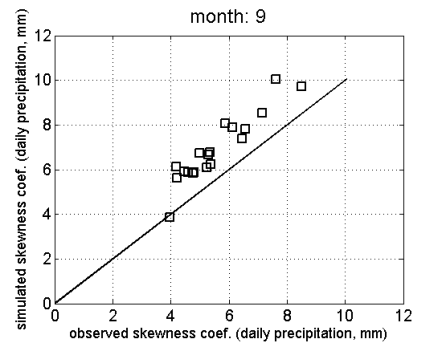
(f) June



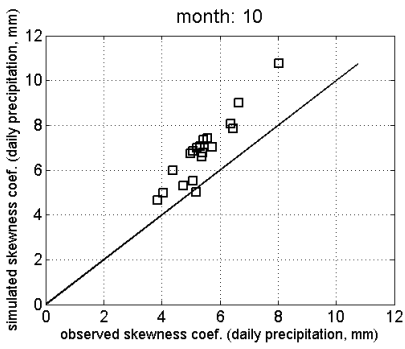
(g) July



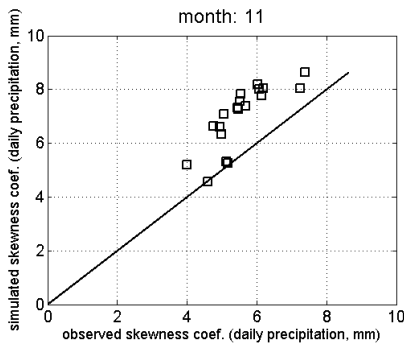
(h) August



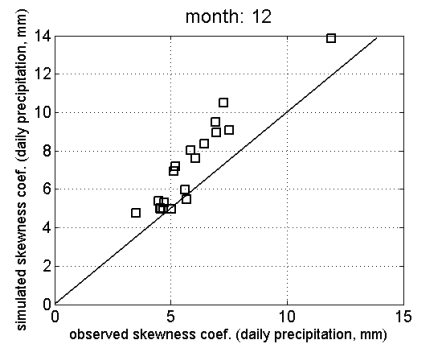
(i) September



(j) October



(k) November



(l) December

Fig. 12. Comparison of interstation daily precipitation skewness coefficient between daily precipitation amounts in the observations and synthetic series for all station pairs.

관련 분야 결과를 참고하였을 때, 비교적 우수한 결과라고 볼 수 있음을 아울러 밝혀둔다. 또한 본 연구에서 제안한 방법은 각 지점별로 관측된 강수 시계열의 통계 특성들은 매우 잘 모의할 수 있음을 알 수 있다(Fig. 10~12).

4. 결론

본 연구는 Wilks(1998)의 연구를 바탕으로 시간적으로는 독립적이거나 공간적으로는 상관성이 있는 난수를 이용하여 각 지점에 대한 일 강수 발생모형을 각각 발생시켜서 기후변화 시나리오에 따른 공간적인 강수 장을 보다 현실성 있게 모의하면서도 계산에 걸리는 부하가 비교적 작아 적용성을 높일 수 있는 다지점 일 강수 발생모형을 개발하고자 하였다.

따라서 시간적으로 독립이고 공간적으로 상관성이 있는 일 강수 발생여부 시계열을 표현하기 위하여 일차 마코프 연쇄 모형이 사용되었고, 공간적 상관성을 가지는 일 강수 발생량을 모의하기 위하여 3변수 혼합 지수 확률밀도함수를 적용시켰다. 3변수 혼합 지수 확률밀도함수를 이용함으로써 강수가 발생한 영역과 강수가 발생하지 않은 영역이 공간적으로 비현실적인 분포상태를 보이게 되는 강수의 공간적 간헐성 문제를 어느 정도 해결할 수 있었다.

모의 결과 지점 별로 관측된 강수 시계열의 통계적인 특성들을 잘 모의하는 것을 확인할 수 있었으며, 19개 관측 지점 사이의 공간적 상관성도 비교적 잘 재현하고 있는 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서 제안된 다지점 일강수 발생기가 추후 기후변화에 따른 GCMs 또는 RCMs 자료의 down-scaling에 유용하게 이용될 것으로 판단된다. 그러나 본 연구의 결과는 일차 마코프 연쇄 모형이 갖는 기본적인 한계를 그대로 가지고 있으며, 19개 지점 사이의 공간상관성을 완벽하게 구현하지 못한다는 한계 역시 추후 연구과제로 남겨진다고 할 수 있다.

사 사

본 연구는 한국수자원공사 '2008년 1차(상반기) 물산업 핵심분야 연구개발비 지원사업(기후변화에 따른 수자원영향평가 및 관리방안 수립)'의 지원을 받아 수행되었습니다.

참고문헌

Bardossy, A. and Plate, E. J. (1992). Space-time model for daily rainfall using atmospheric circulation patterns. *Water Resources Research*, **28**, pp. 1247-1259.

Bras, R. and Rodriguez-Iturbe, I. (1976). Rainfall generation: a nonstationary time varying multidimensional model. *Water Resources Research*, **12**, pp. 450-456.

Bras, R. and Rodriguez-Iturbe, I. (1985). *Random Functions and Hydrology*, Addison-Wesley, Reading, MA.

Burger, G. (1996) Expanded downscaling for generating local weather scenarios. *Clim. Res.*, **7**, pp. 111-128.

Cox, D. R. and Isham, V. (1988). A simple spatial-temporal

model of rainfall. *Proceedings of the Royal Society London*, **A415**, pp. 317-328.

Crosby, D. S. and Maddock, T. III. (1970). Estimating coefficients of a flow generator for monotone samples of data. *Water Resources Research*, **6**, pp. 1079-1086.

Foufoula-Georgiou, E. and Lettenmaier, D. P. (1987). A Markov renewal model for rainfall occurrences. *Water Resources Research*, **23**, pp. 875-884.

Gates, W. L., Henderson-Sellers, A., Boer, G. J., Folland, C. K., Kitoh, A., McAvaney, J. B., Semazzi, F., Smith, N., Weaver, A. J., and Zeng, Q. C. (1996). Climate models-evaluation. *Climate change 1995*, J. T. Houghton, L. G. Filho, B. A. Callander, N. Harris, A. Kattenburg and K. Maskell (eds.), Cambridge University Press, Cambridge, pp. 229-284.

Giorgi, F. and Mearns, L. O. (1991). Approaches to simulation of regional climate change: a review. *Rev. Geophys.*, **29**, pp. 191-216.

Grotch, S. L. and MacCracken, M. C. (1991). The use of general circulation models to predict regional climate change. *J. Clim.*, **4**, pp. 286-303.

Hanson, C. L., Cumming, K. A., Woolhiser, D. A., and Richardson, C. W. (1994). Microcomputer program for daily weather simulations in the contiguous United States. *USDA/ARS, ARS-114*, pp. 38.

Kattenburg, A., Giorgi, F., Grassl, H., Meehl, G. A., Mitchell, J. F. B., Stouffer, R. J., Tokioka, T., Weaver, A. J., and Wigley, T. M. L. (1996). Climate models-projections of future climate. *Climate change 1995*, J. T. Houghton, L. G. Filho, B. A. Callander, N. Harris, A. Kattenburg, and K. Maskell (eds.), Cambridge University Press, Cambridge, pp. 285-357.

Katz, R. W. (1977). Precipitation as a chain-dependent process. *Journal of Applied Meteorology*, **16**, pp. 671-676.

Lettenmaier, D. (1995). Stochastic modeling of precipitation with applications to climate model downscaling. *Analysis of Climate Variability: Application of Statistical Techniques*, H. von Storch and A. Navarra (eds.), Springer-Verlag, Berlin, pp. 197-212.

Mearns, L. O., Schneider, S. H., Thompson, S. L., and McDaniel, L. R. (1990). Analysis of climate variability in general circulation models: comparison with observations and changes in variability in $2 \times CO_2$ experiments. *J. Geophys Res.*, **95**, pp. 20469-20490.

Semenov, M. A. and Barrow, E. M. (1997). Use of a stochastic weather generator in the development of climate change scenarios. *Clim Change*, **35**, pp. 397-414.

Smith, J. A. and Karr, A. F. (1985). Parameter estimation for a model of space-time rainfall. *Water Resources Research*, **21**, pp. 1251-1257.

Smith, R. E. and Schreiber, H. A. (1974). Point processes of seasonal thunderstorm rainfall. Part 2: rainfall depth probabilities. *Water Resources Research*, **10**, pp. 418-423.

Stern, R. D. and Coe, R. (1984). A model fitting analysis of daily rainfall data. *Journal of Royal Statistical Society*, **A147**, pp. 1-34.

Todorovic, P. and Woolhiser, D. A. (1975). A stochastic model

- of n-day precipitation. *Journal of Applied Meteorology*, **14**, pp. 17-24.
- von Storch, H., Zorita, E. and Cubasch, U. (1993). Downscaling of global climate change estimates to regional scales: an application to Iberian rainfall in wintertime. *J. Clim*, **6**, pp. 1161-1171.
- Waymire, E. and Gupta, V. K. (1981). The mathematical structure of rainfall representations. 1. A review of the stochastic rainfall models. *Water Resources Research*, **17**, pp. 1261-1272.
- Waymire, E., Gupta, V. K., and Rodriguez-Iturbe, I. (1984). A spectral theory of rainfall at the meso- β scale. *Water Resources Research*, **20**, pp. 1453-1465.
- Wigley, T. M. L., Jones, P. D., Briffa, K. R., and Smith, G. (1990). Obtaining sub-grid-scale information from coarse-resolution general circulation model output. *J Geophys Res*, **95**, pp. 1943-1953.
- Wilby, R. L. and Wigley, T. M. L. (1997). Downscaling general circulation model output: a review of methods and limitations. *Prog Phys Geogr*, **21**, pp. 530-548.
- Wilks, D. S. (1992). Adapting stochastic weather generation algorithms for climate change studies. *Clim Change*, **22**, pp. 67-84.
- Wilks, D. S. (1998). Multisite generalization of a daily stochastic precipitation generation model. *Journal of Hydrology*, **210**, pp. 178-191.
- Woo, M. K. (1992). Application of stochastic simulation to climate-change studies. *Clim Change*, **20**, pp. 313-330.
- Woolhiser, D. A. (1992). Modeling daily precipitation-progress and problems. *Statistics in the Environmental and Earth Sciences*, A. T. Walden and P. Guttorp (eds.), John Wiley, New York, pp. 71-89.
- Woolhiser, D. A. and Pegram, G. S. (1979). Maximum likelihood estimation of Fourier coefficients to describe seasonal variation of parameters in stochastic daily precipitation models. *Journal of Applied Meteorology*, **18**, pp. 34-42.