

# 분단위 자료를 이용한 강우의 공간상관구조 분석

## Analysis of Rainfall Spatial Correlation Structure Using Minutely Data

유철상\* · 박창열\*\* · 김경준\*\*\* · 전경수\*\*\*\*

Yoo, Chulsang · Park, Changyeol · Kim, Kyoungjun · Jun, Kyung Soo

### Abstract

This study analyzed the spatial correlograms of minutely rainfall data with respect to various accumulation times. A bivariate mixed log-normal distribution was applied for rainfall modelling. A total of 26 minutely rainfall data sets from rain gauge stations in the central part of Korean peninsula were analyzed, also repeated for several storm types like Jang-Ma, typhoon and convective storms for their comparison. The accumulation times 1, 2, 3, 5, 10, 30 and 60 minutes were considered in this study. As results, it was found that the minutely rainfall data available was not good enough for estimating minutely rainfall intensity at ungaged locations. It seems more practical to use the hourly rainfall data with much higher rain gauge density, if proper methods for interpolation and data dis-aggregation are provided.

**Key words** : Minutely rainfall data, Correlogram, Lognormal distribution

### 요 지

본 연구에서는 분단위 강우자료(MMR)를 이용하여 시간해상도에 따른 강우의 공간상관구조 특성을 분석하였다. 이를 위해 이변량 혼합대수정규분포를 이용하여 강우를 모형화하였다. 본 연구에서의 분석은 중부지역의 26개 우량관측소 지점자료를 이용하였으며, 호우 발생 특성별(장마, 태풍, 대류성 강우)로 수행하여 서로 비교될 수 있도록 하였다. 집성시간은 1, 2, 3, 5, 10, 30, 60분을 적용하였다. 그 결과, 현재의 분단위 관측지점 자료는 임의 지점의 분단위 강우강도로 내삽하여 추정하는데 적절하지 않음을 확인하였다. 만일 적절한 자료분해 및 내삽 방법론이 구비된다면, 분단위 관측지점 자료를 이용하는 것보다 시자료와 같이 밀도 있는 관측망의 자료를 이용하는 것이 보다 현실적인 분단위 강우강도 추정 방안이 될 수 있을 것이다.

**핵심용어** : 분단위 강우자료, 공간상관함수, 대수정규분포

### 1. 서 론

강우장의 정량화는 수문학적인 적용에 있어서 필수적인 요소이며 이를 위해서 여러 통계적 특성치들이 이용된다(Eagleson, 1972 ; Houze 등, 1977 ; Graves 등, 1993 ; Valdes 등, 1994 ; Yoo 등, 1996 ; Finnerty 등, 1997 ; Woods 등, 1999 ; Arnaud 등, 2002). 이들 중에서 자주 다루어지는 통계적 특성은 강우장에 대한 공간상관구조이다(문영수, 1990 ; 유철상 등, 2006 ; 김경준 등, 2007 ; Yoo 등, 2007 ; Ha 등, 2007).

강우장에 대한 공간상관구조는 강우관측소간 거리에 대한 상관계수로 정량화하게 되며 이것을 공간상관함수 또는 공간상관도(spatial correlogram)라고 한다. 공간상관도는 강우의 공간상관구조를 파악할 수 있을 뿐만 아니라 공간상관구조의 대표적인 값이라고 할 수 있는 상관거리(correlation length)를 정량화 하는 데에도 이용된다. 상관거리는 강우관측망의

평가나 설계에도 자주 사용되고 있는 강우장 고유의 특성치이다(유철상 등, 2003 ; 건설교통부, 2004 ; North 등, 1991).

그러나 강우장의 공간상관함수를 유도하는 경우 여러 가지 원인에 의해 일관된 결과를 얻기가 쉽지 않다. 현재까지의 연구들을 살펴보면 무강우자료에 대한 영향, 가정된 확률 분포형에 따른 변화, 강우 특성에 따른 변화 등과 같이 어떤 영역을 대표하는 공간상관함수 및 상관거리를 결정할 경우에 문제점이 발생한다(유철상 등, 2006 ; 김경준 등, 2007 ; Yoo 등, 2007). 더욱이 강우자료의 시간해상도에 따라서도 그 상관특성이 크게 달라지는 것으로 파악된다. 특히 김경준과 유철상(2007)은 시자료를 집성하여 관측 시간해상도에 따른 공간상관구조의 변동특성을 파악한 바 있다.

이와 같이 현재까지의 연구들을 살펴보면, 시단위 또는 일 단위 강우자료만을 이용하고 있어 고해상도의 강우 특성을 파악하는데 문제를 가질 수밖에 없다(May 등, 1998 ; Second

\*정회원 · 고려대학교 공과대학 건축사회환경공학학과 교수 (E-mail: envchul@korea.ac.kr)

\*\*고려대학교 공과대학 건축사회환경공학학과 박사과정

\*\*\*고려대학교 공과대학 건축사회환경공학학과 박사수료

\*\*\*\*정회원 · 성균관대학교 공과대학 사회환경시스템공학학과 교수

등, 2007). 이를 해결하기 위해서는 고해상도의 강우자료를 이용하여 공간상관구조의 변동 특성을 파악해야 한다. 고해상도 강우자료의 경우 현재 우리나라에서 가용한 자료는 자기 기록지를 분단위로 독취한 강우자료, 강우강도계 강우자료, AWS 관측소에서 측정되고 있는 강우자료, 광학강우강도계 강우자료 등이 있다(기상연구소, 1998 ; 한국전자통신연구원, 2001 ; 기상청, 2004 ; 2006). 그러나 이들 자료는 관측특성이 상이하고 아울러 관측지점의 수, 공간분포 및 기록연수 등의 한계로 인해 본 연구에 모두 적용될 수는 없다. 본 연구에서는 기상청(2004 ; 2006), 유철상 등(2007)에서 적용된 바 있는 자기기록지를 분단위로 독취한 강우자료(이하 분단위 강우자료, MMR)를 이용하였다. 이 자료의 경우는 다른 자료들에 비해 상대적으로 높은 관측망 밀도, 장기간의 기록연수를 확보하고 있다는 점 등에서 장점이 있다.

본 연구에서는 한반도 중부지역의 분단위 강우자료(MMR)를 이용하여 시간해상도(또는 누가시간)에 따른 강우의 공간상관구조 특성을 검토하였다. 이러한 특성을 파악하기 위해 이변량 혼합분포를 이용하여 강우를 모형화한 후 대수정규분포를 고려하여 시간해상도별로 공간상관함수를 유도하고 그 변동특성을 확인하였다. 또한 분단위 강우자료를 강우 특성별(장마, 태풍, 대류성 강우)로 분류하여 이에 대한 공간상관함수를 시간해상도별로 각각 유도하였다. 이렇게 유도된 공간상관함수를 평가하여 시간해상도에 따른 공간상관구조의 특성 변화, 고해상도 강우자료의 관측을 위한 관측망의 분포 특성, 분단위 강우자료를 이용한 수문해석 적용시 문제점 등을 살펴보고 있다.

## 2. 배경이론

### 2.1 강우자료의 구조

강우자료의 여러 가지 통계적인 특성은 무강우자료, 즉 '0' 값에 매우 민감하게 반응하고 강우부분만을 가지고 추정된 통계특성과 크게 다를 수 있다(유철상 등, 2006 ; Yoo 등, 2007). 강우자료는 강우의 특성에 따라 두 강우관측소에서 측정된 강우자료를 (0, 0), (x, 0), (0, y) 그리고 (x, y)로 무강우자료를 포함하여 구분할 수 있다. 따라서 다음의 세 가지 형태의 자료구조에 대해 두 강우관측소 자료사이의 상관관계를 파악하는 것이 가능하다.

CASE A :  $A = \{X > 0 \text{ and } Y > 0\}$

CASE B :  $B = \{X > 0 \text{ or } Y > 0\}$

CASE C :  $C = \{X \geq 0 \text{ and } Y \geq 0\}$

여기서 CASE A는 두 강우관측소에서 동시에 강우가 발생한 자료를 나타내고, CASE B는 두 관측소에서 모두 무강우가 관측된 경우를 제외한 자료를 나타낸다. 마지막으로 CASE C는 모든 강우자료를 사용하는 것을 의미한다.

가정된 분포형에 관계없이 CASE A의 경우는 두 관측소간 자료가 모두 양인 경우로 공간상관함수가 '0' 의하여 영향을 받지 않는 경우이다. CASE B는 강우의 간헐성을 고려할 수

있지만 마찬가지로 '0'의 자료가 포함되면서 발생할 수 있는 상관계수의 왜곡 가능성 등을 고려해야 한다. CASE C의 경우는 전체자료를 사용한 경우로 CASE B에서와 같은 문제는 없으나 무강우자료의 영향에 의하여 강우관측소간 거리가 멀어져도 상관계수가 '0'에 수렴하지 않는 경우가 발생한다. 아울러 '0'의 정도에 따라 공간상관구조가 크게 지배 받을 수 있다는 문제점이 있기도 하다. 이와 같은 현상을 감안한다면 무강우의 영향이 제거된 경우인 CASE A가 어떤 영역의 대표 상관거리를 결정하는데 있어서 보다 현실적인 선택이라고 할 수 있다(유철상 등, 2006 ; 김경준 등, 2007). 따라서 본 연구에서는 CASE A의 경우를 중심으로 분단위 강우자료의 공간상관구조를 살펴보았다. 물론 본 연구에서 사용된 자료의 품질이 확보되지 못한다면 '0' 자료와 결측자료간 불분명한 경우도 발생하여 본 연구의 결과는 약간 달라질 수 있다. 하지만 본 연구에서는 수집된 자료를 모두 참값으로 간주하였다.

### 2.2 무강우자료의 영향을 고려한 공간상관함수

앞 절에서 나타난 강우의 형태는 두 강우관측소에서 측정된 강우를 모형화 하는데 혼합분포가 사용되어야 함을 나타낸다. 먼저 두 강우관측소에서 측정된 강우자료의 값을 무작위 벡터  $(X, Y)$ 라 정의하면,  $(X, Y)$ 의 확률분포는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} P(X=0, Y=0) &= p_{00} = \delta_0 \\ P(0 < X \leq x, Y=0) &= p_{10} F(x) = \delta_1 F(x), \quad x > 0 \\ P(X=0, 0 < Y < y) &= p_{01} G(y) = \delta_2 G(y), \quad y > 0 \\ P(0 < X \leq x, 0 < Y \leq y) &= p_{11} H(x, y) = \delta_3 H(x, y), \quad x, y > 0 \end{aligned} \quad (1)$$

여기서  $0 \leq \delta_r < 1 (r=0, 1, 2, 3)$ ,  $\delta_0 + \delta_1 + \delta_2 + \delta_3 = 1$ ,  $F$ 와  $G$ 는 단변량의 양의 연속분포함수, 그리고  $H$ 는 양의 2변량 연속 결합분포함수이다. 두 강우관측소 모두 또는 하나의 관측소에 대한 강우의 조건부 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P(X \leq x, Y \leq y | X > 0, Y > 0) &= H(x, y), \quad x, y > 0 \\ P(X \leq x | 0 < X \leq x, Y = 0) &= F(x), \quad x > 0 \\ P(Y \leq y | X = 0, 0 < Y < y) &= G(y), \quad y > 0 \end{aligned} \quad (2)$$

다음으로, 두 강우관측소에서 측정된 강우자료사이의 상호 종속성 또는 관련성은 관측소간의 상관계수에 의하여 정량화 될 수 있다.

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{[\text{Var}(X)\text{Var}(Y)]^{1/2}} \quad (3)$$

여기서  $\text{Var}(X)$ ,  $\text{Var}(Y)$ 는 각각  $X$ ,  $Y$ 의 분산이며  $\text{Cov}(X, Y)$ 는  $X$ 와  $Y$ 의 공분산이다.

강우자료의 세 가지 경우(CASE A, CASE B, CASE C)에 대한 강우관측소간의 상관계수들을 각각  $\rho_i (i=A, B, C)$ 로

나타내기로 한다. 이때 상관계수  $\rho_A$ 와  $\rho_B$ 는 조건  $A$ 와  $B$ 에 대한 조건부(conditional) 상관계수가 되고,  $\rho_C$ 의 경우는 전체자료를 사용하므로 비조건부(unconditional) 상관계수가 된다. Yoo 등(2007)에 따르면 각 경우의 상관계수는 다음과 같이 유도된다.

$$\rho_A = \frac{[\delta_3 E(XY) - \{E(X) - \delta_1 E(X|X>0, Y=0)\} \{E(Y) - \delta_2 E(Y|X=0, Y>0)\}] + [\delta_3 \{E(Y^2) - \delta_1 E(Y^2|X>0, Y=0)\} - \{E(X) - \delta_1 E(X|X>0, Y=0)\}^2]^{1/2}}{[\delta_3 \{E(Y^2) - \delta_2 E(Y^2|X=0, Y>0)\} - \{E(Y) - \delta_2 E(Y|X=0, Y>0)\}^2]^{1/2}} \quad (4)$$

$$\rho_B = \frac{[E(XY)/(1-\delta_0) - E(X)E(Y)/(1-\delta_0)^2] + [E(X^2)/(1-\delta_0) - E^2(X)/(1-\delta_0)^2]^{1/2} + [E(Y^2)/(1-\delta_0) - E^2(Y)/(1-\delta_0)^2]^{1/2}}{(5)}$$

Eq. (5)에서는 특히  $\delta_0 \rightarrow 0$ 일 때, 즉, 두 관측소에 동시에 무강우가 기록되지 않는 경우에는  $\rho_B \rightarrow \rho_C$ 가 됨을 쉽게 파악할 수 있다.

### 2.3 혼합대수정규분포를 가정했을 경우의 공간상관함수

Shimizu 등(1990)에 의하여 처음 제안된 이변량 혼합대수정규분포( $A_2$ )는  $A_2(\delta_0, \delta_1, \delta_2, \mu_1^*, \mu_2^*, \mu_1, \mu_2, \sigma_1^{*2}, \sigma_2^{*2}, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 로 나타낼 수 있다. 따라서 Eq. (1)은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} F(x) &= A_1(x | \mu_1^*, \sigma_1^{*2}), x > 0 \\ G(y) &= A_1(y | \mu_2^*, \sigma_2^{*2}), y > 0 \\ H(x, y) &= A_2(x | \mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho), x > 0, y > 0 \end{aligned} \quad (6)$$

여기서  $A_1(\cdot | \mu, \sigma^2)$ 는  $\mu$ 와  $\sigma^2$ 를 매개변수로 하는 대수정규분포를 나타내며,  $A_2(\cdot, \cdot | \mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 는  $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho$ 를 매개변수로 하는 이변량 대수정규분포를 의미한다. 이변량 대수정규분포의 매개변수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \mu_1 &= E(\log X | X > 0, Y > 0) \\ \mu_1^* &= E(\log X | X > 0, Y = 0) \\ \mu_2 &= E(\log X | X > 0, Y > 0) \\ \mu_2^* &= E(\log X | X > 0, Y = 0) \\ \sigma_1^2 &= Var(\log X | X > 0, Y > 0) \\ \sigma_1^{*2} &= Var(\log X | X > 0, Y = 0) \\ \sigma_2^2 &= Var(\log Y | X > 0, Y > 0) \\ \sigma_2^{*2} &= Var(\log Y | X > 0, Y = 0) \\ \rho &= Corr(\log X, \log Y | X > 0, Y > 0) \end{aligned} \quad (7)$$

CASE A에 대하여  $X$  또는  $Y$ 가 대수정규분포를 따를 때, 모멘트는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E(X|A) &= \exp(\mu_1 + \sigma_1^2/2) \\ E(X^2|A) &= \exp(2\mu_1 + 2\sigma_1^2) \\ E(Y|A) &= \exp(\mu_2 + \sigma_2^2/2) \\ E(Y^2|A) &= \exp(2\mu_2 + 2\sigma_2^2) \end{aligned} \quad (8)$$

$(X, Y)$ 의 결합 확률 분포는 CASE A에서 이변량 대수정규분포이고,  $XY$ 의 기대값은 다음과 같다.

$$E(X|A) = \exp[\mu_1 + \mu_2 + (\sigma_1^2 + 2\sigma_1\sigma_2\rho + \sigma_2^2)/2] \quad (9)$$

Eqs. (8) and (9)를 이용하면, CASE A에 대한 교차 상관계수인  $\rho_A$ 를 계산할 수 있다.

$\rho_B$ 를 계산하기 위해서는  $E(X^k | X > 0, Y = 0)$ 와  $E(Y^k | X = 0, Y > 0)$  ( $k = 1, 2$ )을 알아야 한다.  $X > 0$ 이고  $Y = 0$ 인 경우  $X$ 의 분포는  $\mu_1^*, \sigma_1^{*2}$ 을 매개변수로 하는 대수정규분포를 따르므로 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} E(X|X > 0, Y = 0) &= \exp(\mu_1^* + \sigma_1^{*2}/2) \\ E(X^2|X > 0, Y = 0) &= \exp(2\mu_1^* + 2\sigma_1^{*2}) \end{aligned} \quad (10)$$

$X = 0$ 이고  $Y > 0$ 인 경우  $Y$ 의 분포도 동일한 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} E(Y|X = 0, Y > 0) &= \exp(\mu_2^* + \sigma_2^{*2}/2) \\ E(Y^2|X = 0, Y > 0) &= \exp(2\mu_2^* + 2\sigma_2^{*2}) \end{aligned} \quad (11)$$

## 3. 분단위 강우자료에의 적용

### 3.1 대상자료

본 연구에서는 중부지역을 대상구역으로 하였으며, 그림 1과 같이 중부지역의 26개 지점 자료를 이용하였다. 대상지점에서 가용한 분단위 강우자료(MMR)를 수집하여 1997년부터 1999년까지의 우기 자료를 이용하여 공간상관구조를 분석하였다.

그림 1은 본 연구에서 대상으로 하는 중부지역의 분단위 강우자료(MMR) 관측소 지점을 나타낸 것이다. 본 연구에서는 강우를 발생 특성에 따라 장마, 태풍, 대류성 강우로 분류하여 적용하였으며, 대상기간은 그림 2와 같다. 그림 2에서 살펴볼 수 있는 장마와 태풍 기간의 특성은 표 1 and 2에 정리하였으며, 대류성 강우는 장마와 태풍 기간을 제외 한 나머지 기간으로 설정하였다.

### 3.2 강우 특성에 따른 공간상관함수의 변화

3.2.1 무강우자료의 포함여부에 따른 공간상관함수의 변화  
강우자료의 구조에 따른 공간상관함수의 변동 특성은 무강우자료의 포함여부에 따라 달라지게 된다. 이와 같은 무강우

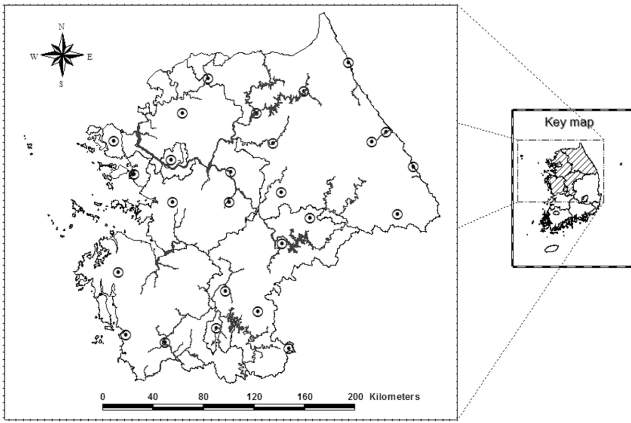


Fig 1. Location of rain gauges for minutely data (MMR)

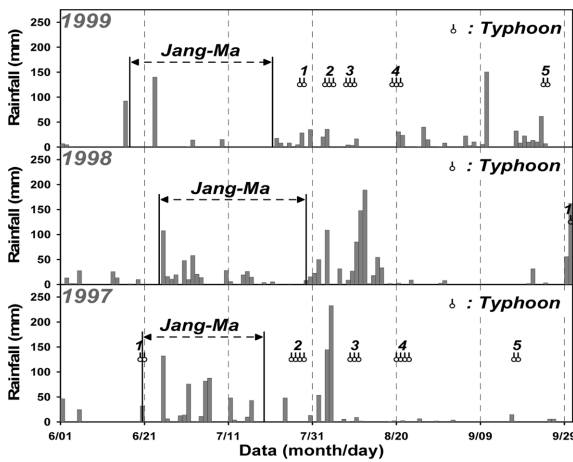


Fig 2. Period of data used in this study

자료의 영향은 강우의 특성을 모형화하는데 매우 중요하다. 본 연구에서는 무강우자료의 포함여부에 따라 강우자료를 CASE A, CASE B, CASE C로 분류하여 공간상관함수를 각각 유도하였으며, 그림 3은 CASE A, CASE B, CASE C

로 구분하여 유도된 공간상관함수를 각각 나타낸 것이다.

그림 3은 분단위 강우자료를 무강우자료의 포함여부에 따라 CASE A, CASE B, CASE C로 구분하여 집성시간별로 유도된 공간상관함수를 나타낸 것이다. 적용 결과 CASE A의 경우 대체로 지수함수적인 감소경향을 나타내지만, CASE B와 CASE C의 경우 모든 집성시간에서 무강우자료의 영향으로 인해 왜곡된 결과를 나타내는 것을 알 수 있다. 이것은 CASE B와 CASE C의 경우 CASE A에서  $(x, 0)$ ,  $(0, y)$ ,  $(0, 0)$ 의 자료를 추가함에 따라 공간적인 변동성이 상대적으로 크게 발생하기 때문이다. 특히, CASE B의 경우는 한 지점이 양의 값을 갖는 경우만을 포함하여 음의 상관계수가 다수 유도되는 결과가 나타났다. 이러한 결과는 강우자료가 고해상도일 경우 무강우자료의 영향이 상대적으로 크게 작용하여 공간적인 변동성을 증가시키는 것을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 무강우의 영향이 제거된 경우인 CASE A를 중심으로 분단위 강우자료의 공간상관구조를 파악하였다.

### 3.2.2 호우 발생 특성에 따른 공간상관함수의 변화

본 연구에서는 분단위 강우자료를 강우 특성(장마, 태풍, 대류성 강우)에 따라 분류하여 각각의 공간상관함수를 유도하였다. 강우 특성별로 유도된 공간상관함수를 무강우자료의 영향을 제외한 CASE A에 대해 나타내면 그림 4와 같다.

그림 4는 공간상관함수를 강우 특성에 따라 장마, 태풍, 대류성 강우로 구분하여 각각 나타낸 것이다. 일반적으로 공간상관 특성은 관측소간의 거리에 따라 지수함수적인 감소 경향을 나타낸다(Ha 등, 2007 ; Yoo 등, 2007 ; 유철상 등, 2006 ; 김경준 등, 2007). 그림 4에서 보는 바와 같이 본 연구에서도 유사한 결과를 나타낼 수 있다. 본 연구에서와 같이 대수정규분포를 고려할 경우 장마 기간에서 분단위 강우관측소간의 상관거리는 11.56 km, 태풍 기간에서는 14.84 km, 대류성 강우 기간에서는 14.86 km로 나타났다.

Table 1. Monsoon(Jang-Ma) periods of Southern Korea

Year	Start (Year/Month/Day)	End (Year/Month/Day)	Number of days	Number of gauges
1997	1997/06/20	1997/07/18	29	26
1998	1998/06/24	1998/07/28	35	26
1999	1999/06/17	1999/07/20	34	26

Table 2. Characteristics of typhoon

Year	Number of typhoon	Name of typhoon	Start (Year/Month/Day)	End (Year/Month/Day)	Types of typhoon		
1997	9707	OPAL	1997/06/19	1997/06/20	TY	TS	
	9709	ROSIE	1997/07/25	1997/07/28	TY	TS	TD
	9711	TINA	1997/08/08	1997/08/10	TS		
	9713	WINNIE	1997/08/19	1997/08/22	TS	TD	CY
	9719	OLIWA	1997/09/16	1997/09/17	TY	TS	
1998	9809	YANNI	1998/09/30	1998/10/01	TS	CY	
1999	9905	NEIL	1999/07/27	1999/07/28	TS	TD	
	9907	OLGA	1999/08/02	1999/08/04	TS	CY	
	9908	PAUL	1999/08/07	1999/08/09	TS	TD	
	9917	ANN	1999/09/18	1999/09/20	TS	CY	
	9918	BART	1999/09/23	1999/09/24	TY		

주) CY(Cyclone): 열대성 저기압, TD(Tropical Depression): 열대 저압부(풍속 17m/s 미만), TS(Tropical Storm): 열대 폭풍(풍속 17~24 m/s), STS(Severe Tropical Storm): 강한 열대 폭풍(풍속 25~32 m/s), TY(Typhoon): 태풍(풍속이 33 m/s 이상)

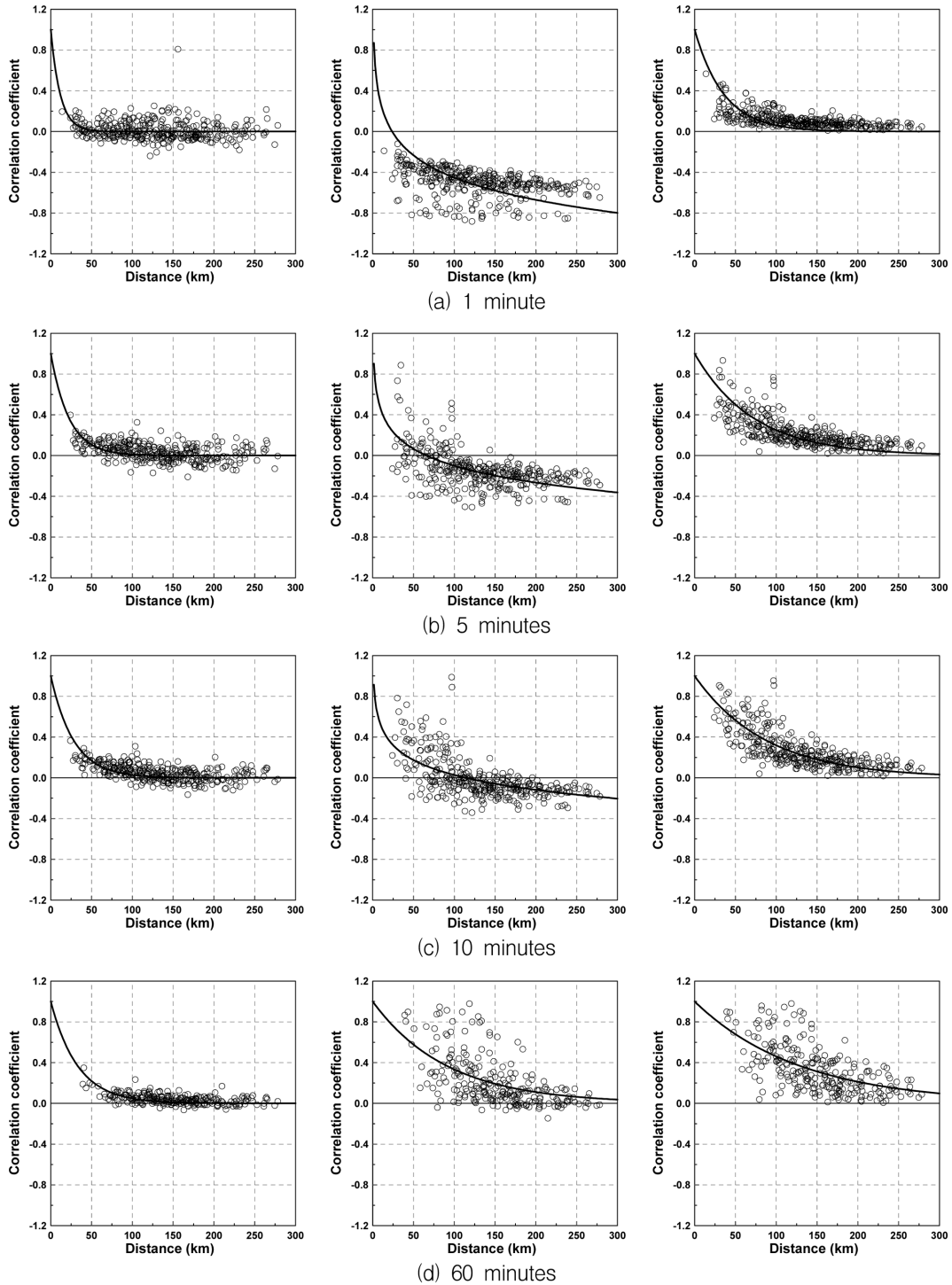


Fig 3. Derivation of spatial correlograms using the lognormal distribution (Jang-Ma, left: CASE A, middle: CASE B, right: CASE C)

### 3.3 시간해상도에 따른 공간상관함수의 변화

대상구역의 상관거리를 정량화하기 위해서는 시간해상도에 따른 공간상관함수의 변동 특성을 파악하여야 한다. 본 연구에서는 대상 집성시간으로 1, 2, 3, 5, 10, 30, 60분을 고려하였다. 시간해상도에 따른 공간상관함수는 분단위 강우자료를 강우특성별로 분류하여 각각 유도하였으며, 그 결과를 집성시간별로 나타내면 그림 5와 같다.

그림 5는 분단위 강우자료를 강우 특성별로 분류하여 시간해상도에 따른 공간상관함수를 유도한 결과이다. 먼저 강우 특성별로 분류하여 유도된 결과를 살펴보면 대체로 시간해상

도에 따른 공간상관계수의 증가경향이 뚜렷한 것을 알 수 있지만, 태풍 기간에서는 특정 시간에서 왜곡(역전)되는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 그림 2에서 나타낸 바와 같이 태풍 기간의 강우자료의 부족으로 설명될 수 있다. 즉, 강우를 모형화하기 위해 대수정규분포를 고려할 경우 무강우자료의 역할이 강우부분에 비해 상대적으로 커지기 때문에 충분한 강우자료의 확보가 필요함을 의미한다. 또한 그림 5(a)~(c)를 살펴보면 시간해상도에 따른 공간상관계수는 동일한 집성시간에서 태풍>장마>대류성 강우 순으로 나타나는 것을 알 수 있다. 이것은 기본적으로 강우의 발생 특성에서 설명될

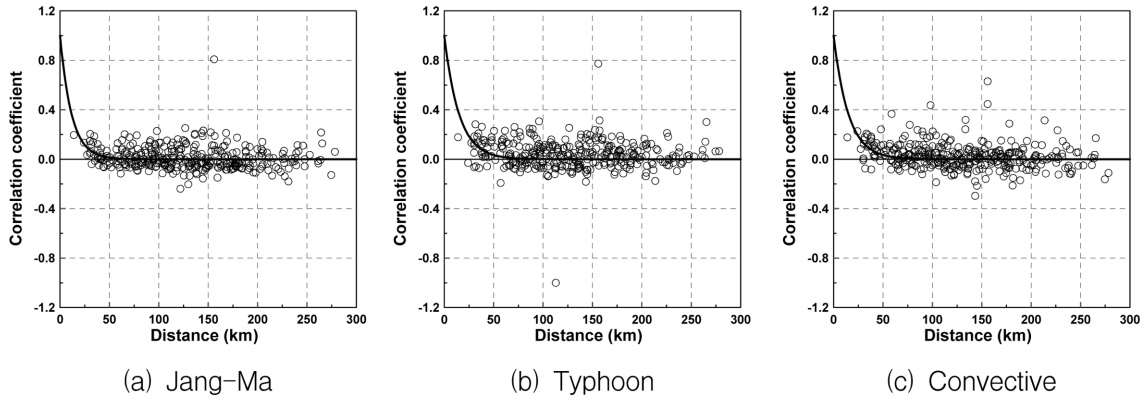


Fig 4. Derivation of spatial correlogram(lognormal distribution, 1 minute, CASE A)

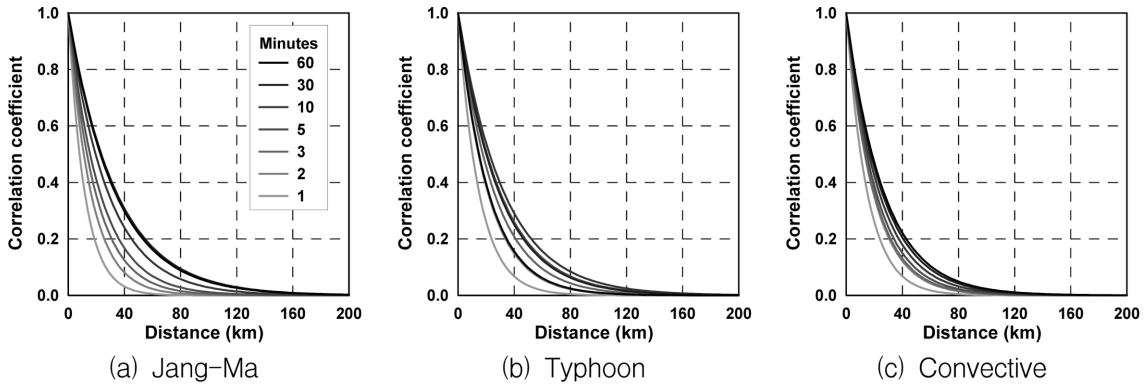


Fig 5. Change of spatial correlograms with respect to accumulation time

수 있다. 장마는 강우의 coverage가 대부분 횡방향(동서방향)으로 긴 형태를 가진다. 또한 태풍의 경우는 우리나라 전반에 걸쳐 횡방향 뿐만 아니라 종방향으로 넓게 퍼진 형태로 강우가 발생한다. 반면에 대류성 강우의 경우는 상대적으로 좁은 coverage를 가지며 공간적으로 매우 간헐적인 강우 발생을 나타낸다. 이와 같이 강우장에 있어서 강우의 coverage가 넓게 된다면 강우의 공간상관계수는 비교적 큰 값을 가지게 되고, 반대로 작은 경우에는 작은 공간상관계수를 가지게 된다.

### 3.3 분단위 강우관측망의 영향범위

일반적으로 각 우량계의 영향범위는 원형으로 나타낸다(유철상 등, 2003). 이 경우 강우는 공간적으로 등방형성(isotropic)이라는 가정을 포함한다. 각 강우계의 영향범위를 원형으로 하는 경우 그 반지름  $R$ 은 다음과 같이 추정한다.

$$R = \sqrt{\frac{(l_c/2)^2}{\pi}} \quad (12)$$

여기서  $l_c$ 는 상관거리를 나타낸다. 따라서  $(l_c/2)^2$ 는 각 강우계를 격자형태로 위치시키는 경우의 지배면적이 되고, 이 지배면적을 갖는 원의 반지름이  $R$ 이 된다. 이때  $R$ 은  $l_c/2$ 에 비해 상대적으로 작은 값을 갖게 된다. 이 값은  $l_c/2$ 를 바로 사용하는 경우에 비해 엄격한 기준이 된다. Eq. (12)를 이용하여 산정된 영향범위를 누가시간의 함수로 나타내면 그림 6과 같다.

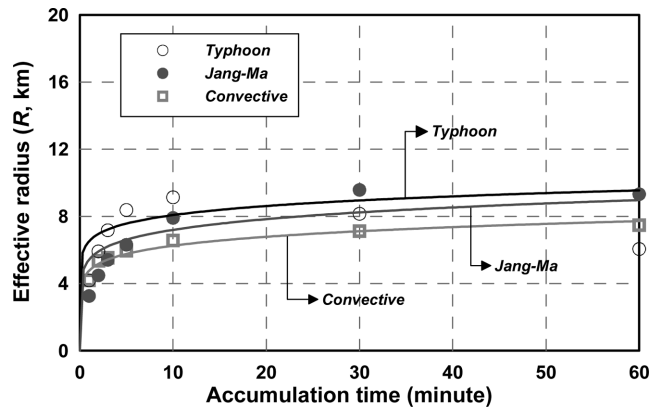


Fig 6. Variation of effective radius for several storm types

시간해상도에 따른 관측망의 영향범위를 정량적으로 살펴보기 위해 표 3과 같이 유도된 상관거리를 Eq. (12)에 적용하여 영향범위의 변화를 파악하였다. 그 결과 영향범위는 집성시간에 따라 대체로 증가하는 것으로 나타났다. 그림 8에 나타난 실선들은 유도된 관측망의 영향범위를 멱함수 형태로 회귀분석한 것이다. 회귀분석 결과는 표 4에 정리하였다. 표 4에서 살펴볼 수 있는 것처럼 태풍, 장마, 대류성 강우의 순으로 그 영향범위가 크를 확인할 수 있다. 이는 관측된 호우사상의 규모와도 일치하는 결과이기도 하다.

본 연구에서 산정된 분단위 강우관측소의 영향범위를 이용하여 분단위 강우관측소와 시간위 강우관측소에 각각 나타내면 그림 7과 같다.

Table 3. Correlation lengths derived for several storm types

Accumulation times	Correlation lengths (km)		
	Jang-Ma	Typhoon	Convective
1	11.56	14.84	14.86
2	15.90	20.97	19.01
3	19.18	25.44	19.64
5	22.37	29.71	21.10
10	28.04	32.39	23.27
30	33.95	28.92	25.24
60	33.04	21.48	26.52

Table 4. Results of regression analysis for effective radius for convective, Jang-Ma and typhoon storms

Storm types	Equation: $y = a x^b$		
	a	b	R <sup>2</sup>
Convective	4.770	0.118	0.9253
Jang-Ma	5.427	0.123	0.7260
Typhoon	6.520	0.093	0.4374

그림 7(a)~(c)는 분단위 강우관측소와 시단위 강우관측소에 분단위 강우자료와 60분 집성자료를 이용하여 산정된 상관거리와 영향범위를 각각 나타낸 것이다. 그림 7(a)에서 볼 수 있듯이 분단위 강우자료의 경우 공간상관거리 및 영향범위가 상대적으로 매우 작아 분단위 강우자료를 이용하여 수문해석을 수행할 경우 임의 지점의 분단위 강우강도를 추정하는데 문제가 있을 수밖에 없는 것으로 파악된다. 본 연구에서는

이러한 문제를 해결하기 위해 상대적으로 조밀한 관측망을 가진 시단위 강우관측소를 고려하였다. 이때 시단위 강우관측소간 공간상관거리는 25~30 km 수준이고, 관측망 밀도도 상대적으로 높은 편이다(김경준과 유철상, 2007). 그림 7(b) and 7(c)는 시단위 강우관측소에 분단위 강우자료와 60분 집성자료를 이용하여 산정된 상관거리와 영향범위를 각각 나타낸 것이다. 그림 7(b) and 7(c)에서 살펴볼 수 있듯이 시단위 강우관측소는 상대적으로 매우 조밀하여 임의 지점의 강우강도 추정시의 공간적인 내삽 문제는 발생하지 않는다. 즉, 분단위 강우관측소의 영향범위는 공간적으로 매우 제한되어 있어, 임의지점에서 분단위 강우특성을 관측된 분단위 강우자료를 이용하여 살펴보는 데는 무리가 있다. 이에 비해 시단위 강우관측소는 매우 높은 조밀한 특성을 보이고 있다. 따라서 시단위 강우자료를 분단위 강우자료로 변환할 수 있는 적절한 방법론이 가용하다면, 시단위 강우자료를 이용하여 분단위 강우특성을 파악하는 것이 보다 효율적이다.

#### 4. 결 론

본 연구에서는 분단위 강우자료(MMR)를 이용하여 시간해상도에 따른 강우의 공간상관구조 특성을 분석하였다. 이러한 특성을 파악하기 위해 이변량 혼합분포를 이용하여 강우를 모형화한 후 대수정규분포를 고려하여 시간해상도별로 공간상관함수를 유도하고 그 특성을 파악하였다. 또한 분단위 강우자료를 호우 발생 특성별(장마, 태풍, 대류성 강우)로 분류하여 이에 대한 공간상관함수를 각각 유도하였다. 적용 결과

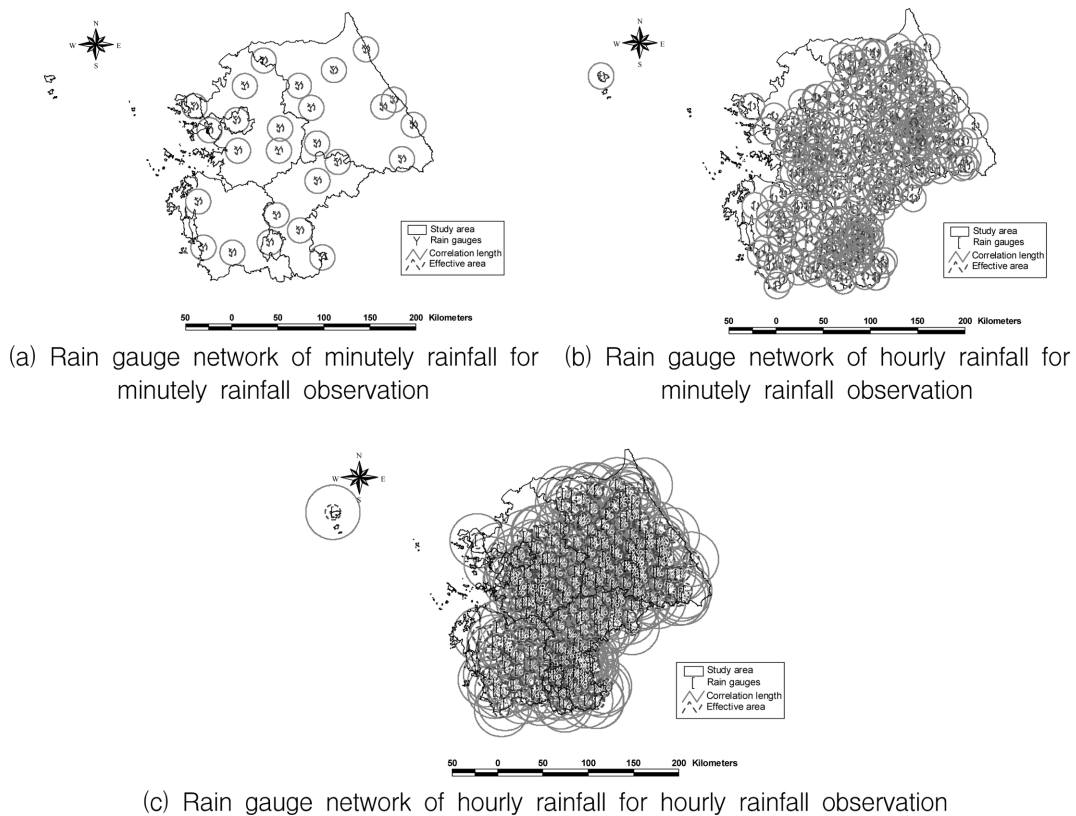


Fig 7. Effective area of each rain gauges within the study area ((a) and (b) are for minutely rainfall data, (c) is for the hourly rainfall data)

를 정리하면 다음과 같다.

- (1) 분단위 강우자료의 경우 무강우 자료의 영향이 상대적으로 매우 크게 나타나는 것을 확인하였다. 따라서 분단위 강우자료를 이용한 공간상관구조의 분석시 무강우 자료의 영향을 배제할 수 있는 CASE A를 고려하는 것이 적절함을 알 수 있었다.
- (2) 호우 발생 특성에 따른 영향범위를 살펴보면 태풍, 장마, 대류성 강우 순으로 크게 나타남을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 호우 발생 특성에 따른 공간상관 특성이 호우사상의 규모와 유사한 특성을 갖는 것을 의미한다.
- (3) 강우의 집성시간이 길어질수록 공간상관특성이 상대적으로 뚜렷하게 나타나고 아울러 공간상관거리가 길어짐을 확인하였다. 또한 누기시간에 따른 강우 공간상관구조는 멱함수 형태로 정량화할 수 있음을 확인할 수 있었다.
- (4) 분단위 강우관측소간의 공간상관거리는 11.56~14.86 km, 영향범위는 3.3~4.2 km로 나타났으며, 분단위 강우관측소는 시단위 강우관측망에 비해 공간적으로 매우 제한적이라 할 수 있다. 이러한 결과는 주어진 분단위 강우자료만을 이용하여 일종의 내삽과정을 통해 임의 지점의 확률강우량을 추정하는 것은 적절하지 않음을 나타낸다. 만일 시단위 강우자료를 분단위 강우자료로 변환할 수 있는 적절한 방법론이 가용하다면, 시단위 강우자료를 이용하여 분단위 강우특성을 파악하는 것이 보다 효율적이다.

## 감사의 글

본 연구는 건설교통부 건설핵심기술사업인 친환경 도로설계 기술개발 연구단(건설핵심 D05-01)을 통하여 지원된 건설교통부 건설기술혁신사업에 의하여 수행되었습니다. 연구 지원에 감사드립니다.

## 참고문헌

건설교통부 (2004) **한강유역조사 수리·수문조사 보고서 제1편 수문관측망조사**. 연구보고서.

기상연구소 (1998) **목표 시간율에 따른 국내 지역별 강우강도 분포 예측 모델 연구**. 정보통신 연구개발사업 위탁 연구 보고서, p. 81.

기상청 (2004) **기후자료보존시스템 구축 2차년도 사업 완료보고서: 활용방안 조사서**. 기상청, p. 47.

기상청 (2006) **2005 기후자료보존 현대화 기술노트: 역사기후자료 DB 구축사업**. 기상청, p. 356.

김경준, 유철상 (2007) 강우공간상관구조의 변동 특성. **한국수자원학회 논문집**, 한국수자원학회, 제40권, 제12호, pp. 943-956.

문영수 (1990) 클러스터분석에 의한 한국의 강수지역 구분. **한국기상학회지**, 한국기상학회, 제26권, 제4호, pp. 203-215.

유철상, 김인배, 류소라 (2003) 우량계의 밀도 및 공간분포 검토: 남한강 유역을 중심으로. **한국수자원학회 논문집**, 한국수자원

학회, 제36권, 제2호, pp. 173-181.

유철상, 박창열, 김경준, 전경수 (2007) 모포마 분포를 적용한 분단위 강우강도-지속시간-재현기간 관계의 유도. **한국수자원학회 논문집**, 한국수자원학회, 제40권, 제8호, pp. 643-654.

유철상, 하은호, 김경준 (2006) 강우의 공간상관구조에 대한 무강우자료의 영향. **한국수자원학회 논문집**, 한국수자원학회, 제39권, 제2호, pp. 127-138.

한국전자통신연구원 (2001) 전국 지역별 분 강우강도 DB 구축 연구. p. 84.

Arnaud, P., Bouvier, C., Cisneros, L., and Dominguez, R. (2002) Influence of rainfall spatial variability on flood prediction. *Journal of Hydrology*, Vol. 260, pp. 216-230.

Eagleson, P.S. (1972) Dynamics of flood frequency. *Water Resources Research*, Vol. 27, pp. 878-898.

Finnerty, B.D., Smith, M.B., Seo, D.J., Koren, V., and Moglen, G.E. (1997) Space-time scale sensitivity of the Sacramento model to radar-gauge precipitation inputs. *Journal of Hydrology*, Vol. 203, pp. 21-38.

Graves, C.E., Valdes, J.B., Shen, S.S.P., and North, G.R. (1993) Evaluation of sampling errors of rainfall from space-borne and ground sensors. *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 32, pp. 374-384.

Ha, E., and Yoo, C. (2007) Use of mixed bivariate distributions for deriving inter-station correlation coefficients of rainfall. *Hydrological Processes*, Vol. 21, pp. 3078-3086.

Houze, R.A., and Cheng, C.P. (1977) Radar characteristics of tropical convection observed during GATE: Mean properties and trends over the summer season. *Monthly Weather Review*, Vol. 105, pp. 964-980.

May, D.R., and Julien, P.Y. (1998) Eulerian and Lagrangian correlation structures of convective rainstorms. *Water Resources Research*, Vol. 34, No. 10, pp. 2671-2683.

North, G.R., Shen, S.S.P., and Upson, R.B. (1991) Combining rain gages with satellite measurements for optimal estimates of area-time averaged rain rate. *Water Resources Research*, Vol. 27, pp. 2785-2790.

Second, M.L., Neokleous, N., Makropoulos, C., Onof, C., and Maksimovic, C. (2007) Simulation and spatio-temporal disaggregation of multi-site rainfall data for urban drainage applications. *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 52, pp. 917-935.

Shimizu, K., and Sagae, M. (1990) Modeling bivariate data containing zeros, with and analysis of daily rainfall data. *Japanese Journal of Applied Statistics*, Vol. 19, pp. 19-31.

Valdes, J.B., Ha, E., Yoo, C., and North, G.R. (1994) Stochastic characterization of space-time precipitation: Implications for remote sensing. *Advances in Water Resources*, Vol. 17, pp. 47-59.

Woods, R., and Sivapalan, M. (1999) A synthesis of space-time variability in storm response: Rainfall, runoff generation, and routing. *Water Resources Research*, Vol. 35, No. 8, pp. 2469-2485.

Yoo, C., and Ha, E. (2007) Effect of zero measurements on the spatial correlation structure of rainfall. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, Vol. 21, pp. 289-297.

Yoo, C., Valdes, J.B., and North, G.R. (1996) Stochastic modeling of multi-dimensional rainfall fields considering spectral structure. *Water Resources Research*, Vol. 32, No. 7, pp. 2175-2187.

© 논문접수일 : 08년 08월 26일  
© 심사의뢰일 : 08년 08월 27일  
© 심사완료일 : 08년 10월 20일