

크리깅 기법을 이용한 낙동강 유역 홍수강우의 공간해석 연구

Spatial Analysis of Flood Rainfall Based on Kriging Technique in Nakdong River Basin

윤 강 훈* / 서 봉 철** / 신 현 석***

Yoon, Kanghoon / Seo, Bongchul / Shin, Hyunsuk

Abstract

Most of hydrological analyses in the field of water resources are launched by gathering and analyzing rainfall data. Several methods have been developed to estimate areal rainfall from point rainfall data and to fill missing or ungauged data. Thiessen and Reciprocal Distance Squared(RDS) methods whose parameters are only dependent on inter-station distance are classical work in hydrology, but these techniques do not provide a continuous representation of the hydrologic process involved. In this study, kriging technique was applied to rainfall analysis in Nakdong river basin in order to complement the defects of these classical methods and to reflect spatial characteristics of regional rainfall. After spatial correlation and semi-variogram analyses were performed to perceive regional rainfall property, kriging analysis was performed to interpolate rainfall data for each grid. Thus, these procedures were enable to estimate average rainfall of subbasins. In addition, poor region of rainfall observation was analyzed by spatial interpolation error for each grid and mean error for each subbasin.

Keywords : Kriging, Spatial analysis, Spatial correlation, Semi-variogram, Grid rainfall

요 지

수자원 분야에서 대부분의 수문해석은 강우자료의 수집 및 분석으로부터 시작되며, 지점 강우량으로부터의 면적 평균강우량 추정 및 결측치에 대한 자료보완 기법은 여러 가지가 있다. 이러한 강우분석 기법으로 기존에 사용되어 온 티센법 및 RDS법은 전통적인 자료보완 기법으로 매개변수의 특성이 관측소간 거리에만 의존하며, 공간적인 연속성을 가질 수 없다는 단점이 있다. 본 연구에서는 이러한 전통 기법들의 단점을 보완하고 강우의 공간적인 통계특성을 반영하기 위하여 크리깅 기법을 낙동강 유역의 강우해석에 적용하였다. 공간상관 및 반분산 분석으로 낙동강 유역 강우의 지역적인 통계특성을 파악하였으며, 낙동강 유역 격자시스템에 대한 크리깅 분석을 통하여 공간격자 강우량 및 소유역별 평균강우량을 산정하였다. 또한, 크리깅 기법의 공간추정 오차 분석으로 시강우량에 대한 격자별 내삽오차 및 소유역별 평균오차를 제시하여 낙동강 유역의 강우관측 취약지역을 파악할 수 있었다.

핵심용어 : 크리깅, 공간분석, 공간상관, 반분산, 격자강우

* 한국건설기술연구원 수자원연구부 수석연구원
Research Fellow, Dept. of Water Resources Research, Korea Institute of Construction & Technology, Goyang, Gyeonggi 411-712, Korea
(E-mail : khyoon@kict.re.kr)

** 한국건설기술연구원 수자원연구부 연구원
Researcher, Dept. of Water Resources Research, Korea Institute of Construction & Technology

*** 부산대학교 토목공학과 조교수
Assistant Professor, Dept. of Civil Engineering, Busan National University, Busan 609-735, Korea

1. 서론

일반적으로 수문학적 과정, 특히 강우현상의 공간적 변동성에 대한 해석은 아주 오래전부터 수자원 계획 및 관리를 위하여 중요한 관심사가 되고 있다. 수문변수의 공간변동 해석은 한정된 범위의 관측자료로부터 미계측 지점 및 면적평균 값을 추정하는 데에 필수적이며, 그러한 분석들은 물수지, 강우-유출 분석을 통한 홍수예보, 그리고 수문관측망 설계 등과 같은 다양한 수문학적 연구에 응용되고 있다.

홍수에 대한 해석은 일차적으로 해당구역의 면적평균강우량에 의하여 평가되지만 일반적으로 얻을 수 있는 강우량 자료는 우량계에 의하여 관측한 지점우량 자료이다. 강우의 일반적 특성을 고려해볼 때, 일정 면적을 가진 구역 전체에 균일한 강우가 발생할 경우는 희박하며, 강우 지속기간 동안의 강우 깊이는 호우 중심 지역으로부터 면적이 증가할수록 점차로 감소하게 된다. 따라서, 홍수량 산정을 위해서는 지점우량을 구역면적에 따른 면적평균우량으로 환산하여야 하며, 대상구역 면적 내에서 이와 같은 강우의 공간적 특성을 고려한 구역평균강우량은 수자원 계획 수립 등 여러 가지 수문학적 문제를 해결하기 위하여 매우 중요하다. 구역평균강우량 값의 정밀도는 우량관측소의 밀도, 관측망 구조, 산정기법 등에 따라 많은 편차를 갖게 된다. 필요로 하는 정밀도의 평균강우량을 얻기 위해서는 강우량의 지역적 변화를 반영할 수 있는 적절한 우량관측망의 설치 및 운영이 필요하나, 이는 설치비용 및 입지조건 등으로 인하여 현실적으로 어려움이 많다.

수문자료의 공간적 해석을 위한 많은 기법들 중 일반적으로 강우량의 면적평균을 추정하기 위한 Thiessen(1911)의 전통적 방법이 수자원 분야에서 흔히 사용되고 있으나, 티센법은 수문과정과 관련한 공간적 연속성을 표현할 수 없다는 데 한계가 있다. Drozdov와 Sephelevskii(1946)는 특정 지역의 공간해석을 위한 초기의 시도로 공간 내삽 및 관측망 설계를 위한 오차 기준 설정에 관한 연구를 수행하였다. 공간적 자료분석에 대한 또 다른 연구로 Matheron(1971)은 면적평균을 추정하기 위하여 추계학적 과정을 이용하여 지역화한 변수 이론을 소개하였으며, 이 이론이 크리깅(kriging) 기법으로 발전하게 되었다. 또한, Tabios와 Salas(1985)는 연강우량, Abtew 등(1993)은 월강우량의 공간분석을 통해 여러 가지 공간내삽법 중 크리깅 기법의 우수성을 입증하였으며, Lebel 등(1987)은 면적평균 강우량 추정에 대한 기법별 정확성을 비교하였다.

본 연구에서는 낙동강 유역의 공간강우 분포 특성

및 유역 공간강우량을 산정하기 위하여 다양한 분야에서 적용되어 그 우수성이 증명된 바 있는 지형통계학적(geostatistical) 공간분석 기법 중 크리깅 기법을 사용하였으며, 이를 이용한 강우량 결측치 보완 및 유역평균 강우량 산정기법을 제시하였다. 또한, 크리깅 기법은 공간내삽에 따른 오차를 제공할 수 있으므로, 현 강우 관측망의 효율성을 판단할 수 있는 기준을 마련하였다.

2. 적용 이론

공간적인 현상을 설명할 수 있는 수문변수는 인근 지점에서의 상황이 공간적 의존성이나 상관성을 포함하므로, 공간적으로 완전히 무작위성을 가진다고 할 수 없다. 이러한 특성으로 일부 공간적인 표본자료를 이용하여 지역적 현상(regionalized phenomenon) 및 변동성에 대한 공간적인 패턴 구조를 설명할 수 있다. 수문변수의 공간적인 변동성은 주로 공간상관 함수(spatial correlation function) 및 반분산(semivariogram) 등 두 가지 방법에 의해 공간적인 상관성을 정량적으로 설명할 수 있다. 이 두 함수들은 일반적으로 공간적인 의존성이나 상관성을 나타내는 척도로 사용되고 있으며, 통계적으로 2차 모멘트의 형식을 취하고 있다. 이 두 공간함수들은 공간 오차 분석을 통해 면적 평균이나 공간적 내외삽 기법에 대하여 추정된 변수의 정확도 및 신뢰도를 평가할 수 있으며, 특히 대표적 지형통계 기법인 크리깅(kriging) 기법은 반분산을 이용하여 공간상의 추정오차를 최소화하여 미계측 지점의 값을 내삽(interpolation)하는 방법이다.

2.1 공간상관함수(Spatial correlation function)

공간상의 지점 u_1, u_2, \dots, u_m 에서 관측된 수문변수를 $Z(u_1), Z(u_2), \dots, Z(u_m)$ 이라 하면 $Z(u_i)$ 의 평균 값은 식 (1)과 같이 정의된다(Salas 등, 1994).

$$\mu_x(u_i) = E[Z(u_i)] \quad (1)$$

$Z(u_i)$ 와 $Z(u_j)$ 의 공분산을 이용한 무차원 형태의 상관함수는 식 (2)와 같이 정의된다.

$$\rho[Z(u_i), Z(u_j)] = \frac{Cov[Z(u_i), Z(u_j)]}{\{Var[Z(u_i)] Var[Z(u_j)]\}^{1/2}} \quad (2)$$

공간적인 특성이 동질(homogeneous)하다고 가정하면,

$$\mu_x(u_1) = \dots = \mu_x(u_m) = \mu_x \quad (3)$$

$$\text{Var}[Z(u_i)] = \dots = \text{Var}[Z(u_m)] = \text{Var}[Z] \quad (4)$$

$$\text{Cov}[Z(u_i), Z(u_j)] = \text{Cov}(u_i - u_j) \quad (5)$$

여기서, 공분산 $\text{Cov}(u_i - u_j)$ 는 두 지점간 거리의 함수로 d_{ij} 는 식 (6)과 같으며 식 (2)를 식 (3)~식 (5)를 이용하여 나타내면 공간상관 함수는 식 (7)과 같다.

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \quad (6)$$

$$\rho(d) = \frac{\text{Cov}(d)}{\text{Var}(Z)} \quad (7)$$

여기서, $\rho(d)$ 는 동질하고 등방성을 갖는 공간상관 함수이며, 이론적인 함수 유형은 다음 식 (8)~식 (11)과 같다.

① Power function

$$\rho(d) = \rho_o(\alpha + \beta d)^{-\eta}, \quad 0 < \rho_o \leq 1, \quad \alpha, \beta, \eta > 0 \quad (8)$$

② Exponential function

$$\rho(d) = \rho_o \exp(-\alpha d^\beta), \quad 0 < \rho_o \leq 1, \quad \alpha > 0, \quad (9)$$

③ Bessel function

$$\rho(d) = \rho_o \exp(-\alpha d^\beta) J_o(\eta d), \quad 0 < \rho_o \leq 1, \quad \alpha, \beta, \eta > 0, \\ J(\cdot) \text{는 Bessel 함수} \quad (10)$$

④ Modified Bessel function

$$\rho(d) = \rho_o \alpha d K_1(\alpha d), \quad 0 < \rho_o \leq 1, \quad \alpha > 0, \quad K_1(\cdot) \\ \text{은 수정 Bessel 함수} \quad (11)$$

여기서, $\rho_o, \alpha, \beta, \eta$ 는 공간상관함수의 곡선형태를 결정하는 변수이다.

2.2 반분산(Semivariogram)

반분산은 Matheron(1971)에 의해 소개된 “고유가설 (intrinsic hypothesis)”에 근거를 두고 있으며, 고유가설은 공간적 수문변수 $Z(u)$ 의 일차 편차(first-order difference)인 $[Z(u_i) - Z(u_j)]$ 의 평균과 분산에 대하여 식 (12)와 같이 정의된다(Salas 등, 1994).

$$E[Z(u_i) - Z(u_j)] = \Delta\mu_z(d_{ij}) \quad (12a)$$

$$\text{Var}[Z(u_i) - Z(u_j)] = 2\gamma(d_{ij}) \quad (12b)$$

여기서, 편차의 평균과 분산은 지점 u_i 와 u_j 사이의 방사상 거리(radial distance), $d_{ij} = |u_i - u_j|$ 에 의한 함수이며 $\gamma(d_{ij})$ 를 반분산이라고 한다.

반분산은 다음 식 (13) 또는 식 (14)로 정의할 수 있으며 이론적인 함수의 유형은 다음 식 (15)~식 (18)과 같다.

$$\gamma(d_{ij}) = \frac{1}{2} \text{Var}[Z(u_i) - Z(u_j)] \quad (13)$$

$$\gamma(d_{ij}) = \frac{1}{2} E[Z(u_i) - Z(u_j)]^2 - \frac{1}{2} [\Delta\mu_z(d_{ij})]^2 \quad (14)$$

① Monomial model

$$\gamma(d) = \gamma_o + \alpha d^\beta, \quad \gamma_o \geq 0, \quad \alpha, \beta > 0 \quad (15)$$

② Logarithmic model

$$\gamma(d) = \gamma_o + a \ln(d), \quad \gamma_o \geq 0, \quad a > 0 \quad (16)$$

③ Exponential model

$$\gamma(d) = \gamma_o + (\alpha - \gamma_o) \left\{ 1 - \exp\left[-\left(\frac{d}{\beta}\right)^\eta\right] \right\}, \quad \gamma_o \geq 0, \\ \beta > 0, \quad \eta > 0, \quad \alpha > \gamma_o \quad (17)$$

④ Spherical model

if $d > \beta$, $\gamma(d) = \alpha$, otherwise,

$$\gamma(d) = \gamma_o + (\alpha - \gamma_o) \left[\frac{d}{2\beta} \left[3 - \left(\frac{d}{\beta}\right)^2 \right] \right], \quad \gamma_o \geq 0, \quad \alpha \geq \gamma_o, \\ \beta > 0 \quad (18)$$

여기서, $\gamma_o, \alpha, \beta, \eta$ 는 반분산 함수의 곡선형태를 결정하는 변수이다.

2.3 크리깅 기법

반분산을 이용한 최적보간 기법을 크리깅 기법이라고 하며 공간현상에 대한 공간적인 변동성을 표현하기 위해 반분산을 이용한다. 크리깅 기법은 공간현상이 등방성의 반분산을 가지며 공간현상의 평균 및 분산도 공간적으로 균일하다는 가정을 포함한다. 크리깅 기법은 보통 일반 크리깅(ordinary kriging)이라고 부르며, 또한 범용 크리깅(universal kriging)은 불균일한 공간현상에 적용될 수 있다.

공간변수의 임의 지점 u_o 에서 지점 추정치 $Z(u_o)$ 는 측정 지점 u_1, u_2, \dots, u_m 에서의 관측값 $Z(u_1), Z(u_2), \dots, Z(u_m)$ 의 선형가중 조합으로 식 (19)와 같이 나타낼 수 있다(Salas 등, 1994).

$$Z(u_o) = \sum_{j=1}^M w_j Z(u_j) \quad (19)$$

여기서, w_j 는 표본지점 u_j 에서의 $Z(u_j)$ 에 대한 가중치, M 은 표본지점의 총 수이며, 직각좌표계에서

$u = (x, y)$ 로 x 는 수평, y 는 수직방향의 좌표를 나타낸다. 식 (19)는 지점 추정에 사용되는 식이며 가중치 w_j 를 산정하기 위해 다양한 기법들이 사용될 수 있다.

식 (19)에서 가중치의 무편향(unbiased) 최소 분산 추정치를 구하기 위해 가중치의 합은 1이 되어야 하며 평균제곱오차는 최소가 되어야 한다. 무편향 조건을 만족하는 평균제곱오차는 다음의 식(20)과 같다.

$$MSE_p = 2 \sum_{j=1}^m w_j \gamma(d_{oj}) - \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M w_i w_j \gamma(d_{ij}) \quad (20)$$

여기서, $\gamma(\cdot)$ 는 등방성 반분산이며, 라그랑지 방법을 이용하면 함수는 식 (21)과 같이 최소화된다.

$$F = 2 \sum_{j=1}^M w_j \gamma(d_{oj}) - \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M w_i w_j \gamma(d_{ij}) - 2\lambda \left[\sum_{i=1}^M w_i - 1 \right] \quad (21)$$

식 (21)의 함수를 가중치와 라그랑지 계수 λ 에 관하여 미분하면 다음과 같이 식 (22)를 구할 수 있다.

$$\sum_{j=1}^M w_j \gamma(d_{ij}) + \lambda = \gamma(d_{oi}), \quad j = 1, \dots, M \quad (22a)$$

$$\sum_{i=1}^M w_i = 1 \quad (22b)$$

식 (22)는 $M+1$ 개의 방정식으로 최적가중치 w_j^* 를

구하기 위해 동시에 계산할 수 있으며, 최소평균제곱오차는 계산된 최적가중치를 이용하여 식 (22)를 식 (20)에 대입함으로써 식 (23)과 같이 구할 수 있다.

$$MSE_p^* = \sum_{j=1}^M w_j^* \gamma(d_{oj}) + \lambda^* \quad (23)$$

3. 적용

3.1 대상유역 및 현황

본 연구에서는 낙동강 유역을 대상으로 크리깅을 이용한 공간강우 분석기법 및 유역평균강우량 산정기법을 제시하였다. 낙동강 유역은 우리나라 제2의 하천유역으로 유역면적이 23,817 km², 유로연장이 521.5 km에 달하며 우리나라 전국토(남한) 면적의 24.1%를 차지하고 있다. 낙동강홍수통제소는 1987년에 설치되어 낙동강의 홍수관리를 위하여 현재까지 운영되고 있으며, 홍수에 경보 업무를 위한 강우관측을 위하여 그림 1과 같이 홍수예경보시스템 내에 106개소의 T/M 우량관측소를 운영하고 있다(건설교통부, 2000). 또한, 그림 2와 같이 강우의 공간적 상황이 태백산맥 및 소백산맥 등의 유역 분수령에 따라 변화하는 지형적 요소를 감안하기 위하여 전체수계를 4개의 대유역으로 구분하고 있으며, 낙동강 홍수예경보시스템에서는 43개의 소유역으로 분할하여 강우로 인한 유역의 유출계산을 수행하고 있다(건설부, 1986).

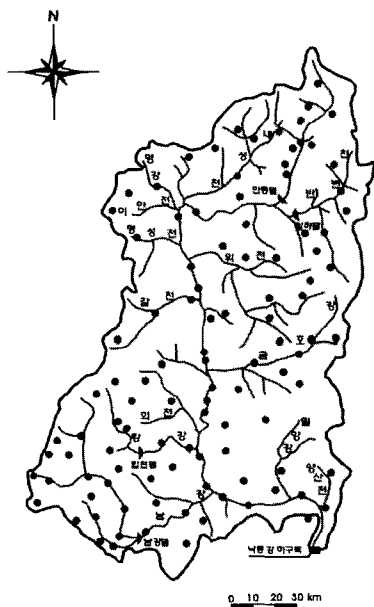


그림 1. 낙동강 유역 T/M 우량관측소

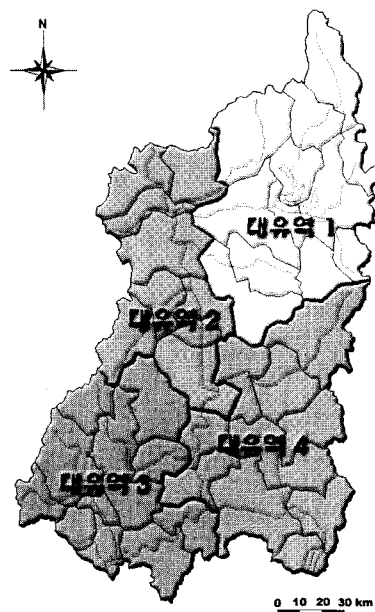


그림 2. 낙동강 대유역 및 소유역

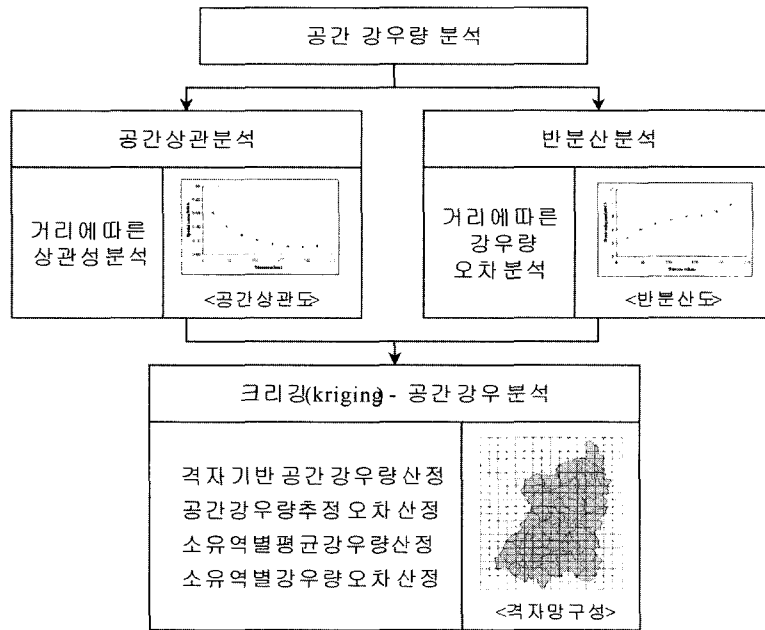


그림 3. 공간강우 분석 절차

3.2 적용자료

공간강우 분석을 위한 적용자료는 1987~2000년까지 그림 1의 106개 T/M 우량관측소에 대한 강우량 자료를 낙동강홍수통제소 수문자료 DB로부터 수집하였다. 하지만, 우량관측소의 설치연도가 관측소마다 상이하여 수집한 모든 연한의 자료를 사용하여 분석하기에는 자료의 일관성이 부족하므로, 현재의 T/M 강우관측망 시스템과 동일하게 운영되기 시작한 1997년 이후의 시우량 자료만을 선정하여 공간강우의 분석에 필요한 공간함수의 매개변수를 결정하였다.

3.3 적용절차

앞에서 선정한 자료를 사용하여 그림 3의 절차에 따라 낙동강 유역의 공간적 강우특성, 즉 강우 관측소간 거리에 따른 강우량의 상관성 및 공간강우량 추정오차를 분석하였다. 우선, 전체유역을 통계적 강우특성이 동일한 하나의 권역으로 가정하고, 공간상관 및 반분산 분석을 실시하여 낙동강 유역 전체를 대표하는 공간함수의 유형 및 매개변수를 산정하였다. 또한, 수계 내의 지역적인 강우특성을 파악하기 위하여 그림 2의 4개 대유역별로 각 공간상관함수 및 반분산도를 결정하였다. 그 후, 그림 3에서와 같이 대표 공간상관도 및 반분산도의 선정 결과로부터 크리깅 기법의 매개변수를 결정하고, 500m 간격으로 구성된 낙동강 유역 격자시스템에 대하여 크리깅 분석을 수행하여 격자기반 공간강우량 및 추정오차 등을 산정하였다.

4. 결과 검토 및 분석

낙동강 유역에 대한 대표 공간상관도 및 반분산도는 그림 4~그림 5와 같으며, 대유역별 공간상관도 및 반분산도는 표 1 및 그림 6~그림 7과 같다. 대표 공간상관도 및 반분산도는 각각 exponential형과 monomial형이었으며, exponential형의 대표 공간상관도는 관측소간 거리 30km에서 0.51의 상관성을 가지고, monomial형의 대표 반분산도를 통해서는 거리 30 km에서 강우량 추정오차의 범위가 약 2.2mm 임을 알 수 있었다. 대유역별 특징을 보면 공간상관도는 모두 exponential형이었으나 반분산도는 대유역 1, 3이 monomial형, 대유역 2 및 대유역 4가 spherical형으로 대유역 2는 관측소간 거리가 약 60 km, 대유역 4는 약 40 km 이상이 되면 거리에 관계없이 강우량 추정오차가 일정한 "sill"이 나타나므로, 그 이상의 거리에 대한 강우량 추정은 의미가 없음을 알 수 있다.

그림 4의 대표 공간상관도로부터 공간적 상관성 유무의 기준을 0.50라고 하면, 공간적 내삽이 가능한 관측소간 거리를 약 30 km로 정의할 수 있다. 따라서, 낙동강 유역에서 한 지점의 강우량 값은 주변 30 km 이내에 위치한 관측소의 강우량 값과 상관성을 가진다고 할 수 있으므로, 격자기반의 공간강우량 산정시 해당 격자로부터 30 km 반경 이내에 포함되는 관측소로부터 크리깅 기법을 적용하여 격자기반 공간 강우량 값을 추정할 수 있다.

그림 8~그림 11은 태풍 "사오마이(SAOMAI)"에

의한 2000년 9월 16일 06:00 ~ 07:00의 낙동강 유역 106개 T/M 우량관측소에서 관측한 시강우량 값으로 크리깅 기법을 적용하여 격자기반 공간 강우량을 산정한 결과이다. 그림 8 ~ 그림 9는 크리깅 기법에 의한 낙동강 유역 공간 강우량 분포 및 공간 강우량 산정시 500m 크기의 각 격자가 포함하고 있는 오차의 분포를 나타내고 있으며, 그림 10 ~ 그림 11은 격자기반 공간 강우량 및 오차를 소유역 단위로 재산정하여 유역평균 강우량 및 평균 오차로 나타낸 것이다. 그림 9 및 그림 11로부터는 유역 분수계에 접근할수록 크리깅 기법에 의한 강우량 추정 오차가 증가함을 볼 수 있다. 이는 그림 1의

우량관측소 현황에서 볼 수 있는 바와 같이 유역의 분수계와 근접할수록 높은 고도로 인하여 유역 내의 다른 지역에 비해 관측소 밀도가 떨어지므로 오차가 증가하기 때문이다. 또한, 그 중에서도 낙동강 동북부 지역은 강우량 추정 오차가 약 3.0mm 내외로 시강우량임을 감안한다면 상당히 큰 값이며, 낙동강 유역에서는 강우량 추정 오차가 가장 큰 곳임을 알 수 있다. 따라서, 그림 9 및 그림 11을 통하여 유역 분수계 및 낙동강 동부의 해안 접경 지역 등의 강우량 관측취약 지역을 파악할 수 있으며, 관측망의 밀도가 낮은 지역은 적절한 관측소의 보완 및 개선이 필요함을 알 수 있다.

표 1. 대유역별 공간함수 유형

공간함수	전체유역(대표)	대유역 1	대유역 2	대유역 3	대유역 4
공간상관도	Exponential	Exponential	Exponential	Exponential	Exponential
반분산도	Monomial	Monomial	Spherical	Monomial	Spherical

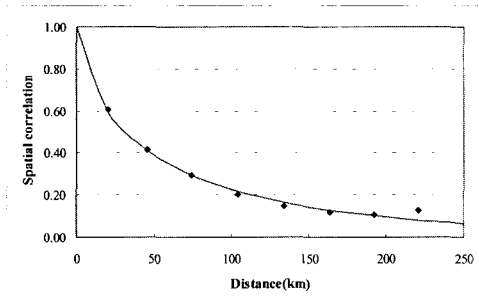


그림 4. 낙동강 유역 대표 공간상관도

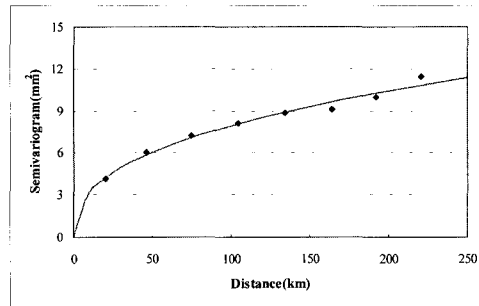


그림 5. 낙동강 유역 대표 반분산도

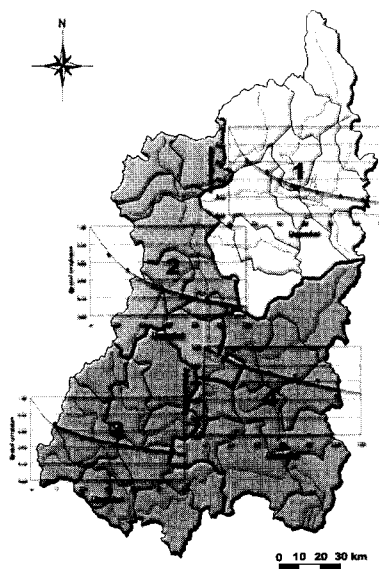


그림 6. 대유역별 공간상관도

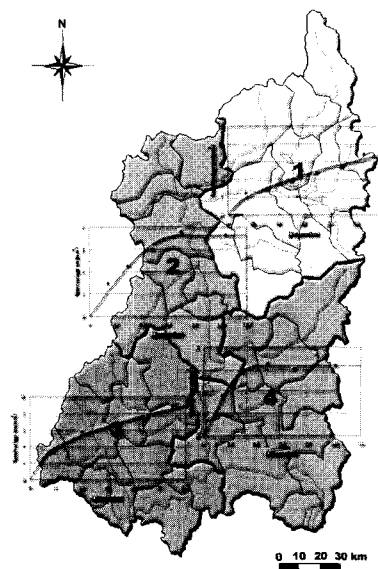


그림 7. 대유역별 반분산도

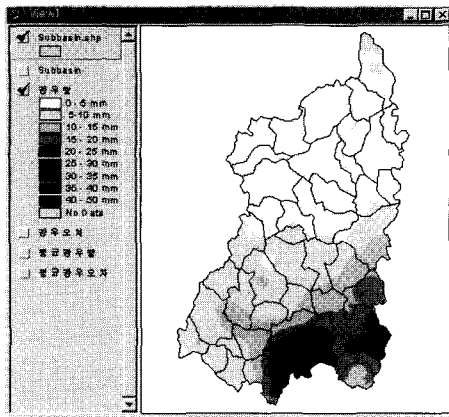


그림 8. 격자기반 공간강우량 분포

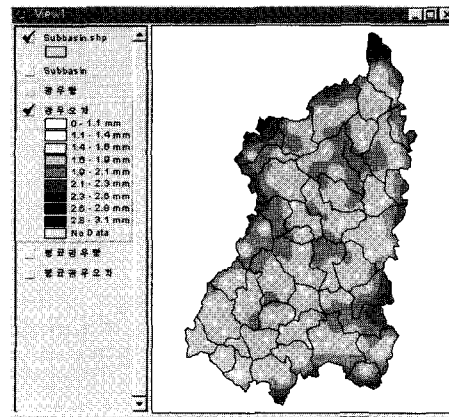


그림 9. 격자기반 공간강우량 오차 분포

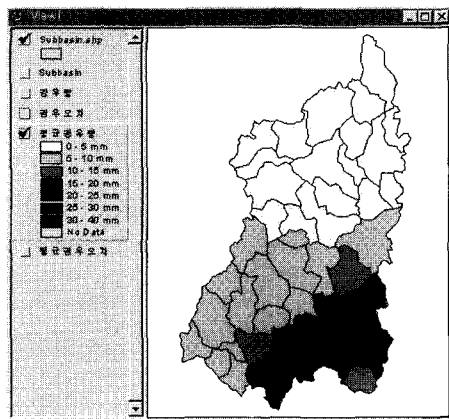


그림 10. 소유역별 강우량 분포

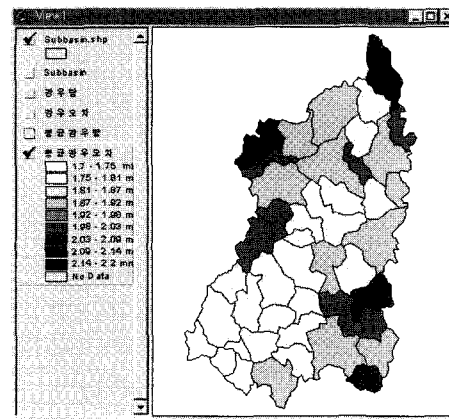


그림 11. 소유역별 강우량 오차 분포

5. 결 론

홍수의 해석은 일차적으로 유역에 내린 강우량 분석에 의해 이루어지며, 이러한 강우분석은 단기간 홍수의 강우-유출 해석에 매우 중요하다. 본 연구에서는 기존 홍수예정보에서 사용되어온 RDS 및 티센의 전통적인 강우분석 기법보다는 지형통계학(geostatistics)을 이용한 공간강우 분석기법을 적용하여 홍수기 낙동강 유역의 공간강우 특성 및 분포에 관하여 해석하고자 하였다. 공간강우량 분석기법으로는 유역 내 강우의 공간적인 통계특성을 반영한 공간함수를 매개변수로 공간 강우량 추정 오차까지 정량적으로 제시할 수 있는 크리깅 기법을 사용하였으며, 이 기법을 500m 격자기반의 유역시스템에 적용하였다. 적용 결과를 요약하면 다음과 같다.

- (1) 낙동강 유역의 106개 T/M 우량관측소에 대한 공간상관 및 반분산 분석을 실시하여 대표 공간상관도 및 반분산도를 결정하였다. 대표 공간상관도로부터 관측소간의 상관성에 의해 공간내삽 유의 거리를 30km로 정의하였고, 이때 강우량 추

정 오차는 대표 반분산도로부터 약 2.2mm 정도임을 알 수 있었다. 이는 낙동강 유역 내에서 약 30km 정도 떨어진 관측소들간의 시강우량 표준편차 값이 약 2.2mm임을 의미한다.

- (2) 낙동강 유역 전체를 500m의 격자를 기반으로 하는 공간시스템을 구성하였으며, 이에 대하여 공간 강우량을 산정하기 위해 대표 공간상관도 및 반분산도로부터 크리깅 기법을 적용하였다. 크리깅 기법을 통해 그림 8과 같이 격자별 공간 강우량의 산정 및 등우선도를 작성할 수 있었으며, 격자 강우량 값을 소유역 단위로 재산정하여 그림 10과 같이 유역평균 강우량을 산정할 수 있었다. 이는 강우지점의 공간적인 통계특성을 고려하지 않은 단순 지배면적 평균법으로 알려진 기존 티센법의 단점을 보완할 수 있으며, 공간 강우량 추정시 그 오차를 제공할 수도 있다. 또한, 본 연구에서의 크리깅 시스템은 격자를 기본단위로 구성하였으므로, 지점 강우량의 결측보완에도 사용할 수 있어, 현 홍수예정보의 결측보완 및 평균강우량 산정 시스템이 RDS 및 티센법으로 이원화되

어 있는 점을 하나의 기점으로 일원화할 수 있다는 데에도 그 의의가 있다.

- (3) 크리깅 기법을 통하여 그림 9와 같이 공간 강우량의 추정 오차를 격자별로 제공할 수 있었으며, 이를 소유역 단위로 그림 11과 같이 나타낼 수 있었다. 이를 통하여 유역 내 강우관측의 취약지역을 파악할 수 있으며, 또한 강우량 오차가 가장 큰 지역은 약 3.0mm 정도로 시강우량 오차로는 비교적 큰 값이므로 강우 관측망의 적절한 보완 및 개선이 필요함을 알 수 있었다.

본 연구를 통하여 홍수시 단기 강우의 공간적인 상관관계를 지형통계학을 사용하여 분석하였으며, 이를 이용하여 현 홍수에경보 상의 단기 강우 예측보완 및 유역평균 강우량 산정기법을 제안하였다. 이는 공간 강우의 분석이 홍수관리에 가장 중요한 인자인 점에서 전통적인 개략 기법보다는 통계학적으로 유의한 강우의 해석 모듈을 제시하였다는 점에서 가치가 있을 것이다. 이는 차후 홍수의 공간적인 불확실성(uncertainty) 분석 및 그를 통해 홍수의 의사결정을 위한 통계적인 자료를 제시할 수 있으며, 또한 다양한 홍수 강우의 공간 분석을 통하여, 차후 RS(Remote Sensing) 및 기상레이더를 통하여 제공될 수 있는 공간 강우 자료의 해석을 위한 기초적인 연구가 될 수 있을 것이다.

감사의 글

본 연구는 건설교통부 수자원국의 학술연구용역을 통하여 이루어졌으며, 지원에 감사합니다.

참고 문헌

- 건설교통부 낙동강홍수통제소 (2000). **낙동강홍수에경보**.
건설부 한강홍수통제소 (1986). **낙동강홍수에경보 프로
그램 개발 최종보고서**.
신현석, 박무종 (1999). "신경망 기법을 이용한 연평균
강우량의 공간 해석", **한국수자원학회 논문집**, 한국
수자원학회, 제32권, 제1호, pp. 3-13.
한국건설기술연구원 (1991). **면적우량과 강우의 공간변
화해석 -면적우량 환산계수를 중심으로-**.

- Abtew W., Obeysekera J., and Shih G. (1993). "Spatial analysis for monthly rainfall in south Florida.", *Water Resources Bulletin*, Vol. 29, No. 2, pp. 179-188.
- Drozdo, D. A. and A. A. Sephelevskii (1946). "The theory of interpolation in a stochastic field of meteorological elements and its application to meteorological maps and network regionalization problems(in Russian).", *Trudy NIU GUGMS*, Vol. 1, No. 18.
- Goovaerts P. (2000). "Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall.", *Journal of Hydrology*, Vol. 228, pp. 113-129.
- Guillermo Q. Tabios III and Jose D. Salas (1985). "A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation.", *Water Resources Bulletin*, Vol. 21, No. 3, pp. 365-380.
- Jose D. Salas, Ricardo A. Smith, Guillermo Q. Tabios, and Jun-Haneng Heo (1994). *Statistical computer techniques in water resources and environmental engineering*, Department of civil engineering colorado state university.
- Joseph A. Hevesi, Jonathan D. Istok, and Alan L. Flint (1992). "Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part I: Structural analysis.", *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 31, pp. 661-676.
- Lebel, T., G. Bastin, C. Obled, and J. D. Creutin (1987) "Accuracy of areal rainfall estimation: A case study.", *Water Resources Research*, Vol. 23, No. 11, pp. 2123-2134.
- Matheron, G (1971). *The theory of regionalized variables and its applications*, Cahiers du Centre de Morphologie Mathematique, Ecole des Mines, Fontainebleau, France.
- Thiessen, A. H (1911). "Precipitation averages for large areas", *Monthly Weather Review*, Vol. 39, No. 7, pp. 1082-1084.
- (논문번호:03-83/접수:2003.10.06/심사완료:2004.02.27)