

〈論 文〉

호우의 환상스펙트럼 추정

Estimation of radial spectrum for rainfall

이 재형* 이 동주** 박 영기***

Abstract

Using the storm data which was augmented by the stochastic correlation with it's neighbors, the multiquadric equation of random surface of total storm depth is constructed. And to separate the local components from it's regionals and find the regional characteristics, a double Fourier analysis was applied to the total depths of storm data.

The local components, storm residuals of each storm was assumed to be an homogeneous random field and investigated with it's autocorrelation function. For the practical application, isotropic was assumed and that was identified with empirical data. Coefficients of normalized autocorrelation for all storms showed similar appearance. Using this empirical result, an example of the radial spectral distribution function which represents the spatial characteristics of rainfall over Han River Basin during 1975-1983 is presented.

요 지

인접계측지점의 상관성을 이용하여 결측지점의 자료를 보완한다음, 다중상관 기법에 의하여 총강우량의 호우곡면을 구성한다. 구성된 호우 곡면에서 주기성분을 분리하여 호우잔차를 발생시키는데, 이중 푸리에 해석을 이용했다.

각 강우의 잔차성분들은 균질등방성이라고 가정하여 이에 대응하는 자기 상관 함수를 조사 하였다. 실용성을 보완하기 위해 경험치와 비교하였다. 모든 강우에 대한 정규상관 함수의 계수는 비슷한 양상을 보였다. 위의 결과를 사용하여 한강유역에 내린 강우의 공간 분포를 나타내는 환상스펙트럼 분포함수를 추정하였다.

1. 서 론

용수공급의 대부분을 저류수에 의존하고 있는

한강유역의 수자원을 효율적으로 관리, 운용하기 위해서는 그 수계에 속해있는 저수지나 댐을 적절히 관리하여 수자원분포가 균형을 이루도록 해야 한다. 이와 같이 수자원의 공간분포를 균형있게

* 전북대학교 부교수

** 군산수산전문대학 부교수

*** 전북대학교 대학원 박사과정

관리하는데는 유역수자원의 공급원인 강우의 시간 및 공간분포 파악이 필수적이다. 그런데 현재 한강유역의 강우분포에 관한 연구는 매우 부족한 상태이며, 특히 한반도의 지역적 특성으로 인한 강우의 계절적 편중으로 강우수의 유출손실이 매우 크고, 홍수 피해 방지도 매우 어려움이 있다.

본 연구는 이러한 문제점들에 대한 개선책의 일환으로 한강유역에서 호우기간 동안에 내린 강우량의 공간분포 특성과악을 목적으로 한다. 강우 자료는 1975년부터 1983년까지 9년동안의 계측치를 사용하였다.

현재 수문학 분야의 강우해석에서는 강우현상의 복잡, 다양성을 고려하여 이론적인 방법보다는 계측된 강우자료의 특성을 분석하는 경험적인 방법이 주종을 이루고 있다. 경험적인 강우 특성 분석에서는 강우의 시공 분포와 이동속도를 기상학이나 추계학적인 도구로서 기술하여 강우모형을 구성하는 것이 일반적이다. 이들 강우모형에 관한 연구는 지점 강우모형(Point Rainfall Model), 다변수 강우모형(Multivariate Rainfall Model)과 공간다차원 강우모형(Areal Rainfall Model)으로 대별할 수 있다.

본 연구에서는 이들 경험적인 방법들중 세번째인 공간다차원 강우모형을 시도하는데, 이에 관한 연구로는 Fogel and Duckstein¹⁾과 Mejia and Rodriguez²⁾, A.E. Rhenals-Figueredo et al.³⁾등을 들 수 있다. Mejia and Rodriguez²⁾는 강우사상을 등방성 상관함수 또는 그에 대응한 스펙트럼 밀도함수로 특징 지을 수 있는 균질등방성 무작위장(homogeneous isotropic random field)의 표본함수라 가정하여 그 환상스펙트럼밀도로서 확률과정이 대변될 수 있음을 지적하였다. 이 경우에는 해당지역내의 모든 지점에서 시간 및 공간 차원에 대한 확률과정의 상관구조가 보존되는 강우의 자료를 발생시킬 수 있는 잇점이 있다. A.E. Rhenals-Figueredo³⁾은 Mejia and Rodriguez의 연구방향에 따라 특정지역 강우의 기초가 되는 무작위 장의 특성과악을 시도하였다. 이들은 해당지역의 호우곡면에서 지속적 양상의 존재 여부

를 분석하는데 2차원 Fourier에 해석의 이용이 타당함을 보였고 경험적인 2차원 자기상관함수가 호우잔차를 발생하는 무작위장은 특성검토에 유용함을 입증하였다. 또한 호우잔차들의 분석에서 호우곡면자료의 통계적 분석과 균질 등방성인 무작위장의 특성화 방법을 제시하여, 그 결과를 무작위함수의 표본치 추출에 이용할 수 있게 하였다. 이들 연구결과 해당지역의 모든 호우에 대해 단위 분산으로 정규화된 잔차들이 단일한 균질 등방성인 무작위함수로 표시될 수 있음이 밝혀졌다. 이 분석에서 몇가지 미비한점은 불균등한 분포의 소수 계측점들로부터 호우곡면을 보간하는 점, 2차원상관함수 산정방법의 신뢰도 평가 문제, 등방성 상관함수의 계수산정에서 그 산정치에 대한 통계적 특성이 전혀 없다는 점, 스펙트럼 밀도 값의 산정법에 대한 통계학적인 만족도와 추정된 표본함수들의 해석적 특징을 알 수 없는 점 등이다.

Mejia et al²⁾등의 연구를 근간으로한 본 연구에서는 강우사상을 표본함수(sample function) 또는 확률과정(stochastic process)의 실현으로서 파악하였다. 이때 그 강우사상에 대응한 무작위함수의 추적이 매우 중요하다. 이를 위한 강우 자료의 분석에서 기존 계측자료의 실용성을 보완하기 위해 다음과 같이 가정을 한다.

- 1) 결측치와 미계측지점에서는 통계적 상관에 의한 보완 및 보간이 가능하다.
- 2) 강우심도는 주기성분과 무작위성분으로 대별할 수 있고, 지역(regional) 특성을 나타내는 주기성분을 구분하는데 2차원 Fourier 해석을 사용한다.
- 3) 지(local) 특성을 나타내는 무작위 성분, 즉 호우잔차는 2차원 확률과정 또는 무작위장의 표본함수로 표현이 가능하며, 각 호우의 잔차곡면들은 균질 등방성이다.
- 4) 각 강우 잔차 곡면의 확률과정은 정상성(stationarity)과 에르고드성(ergodicity)을 갖는다. 이러한 가정들을 바탕으로 통계적 상관성을 이용해서 한강유역에 대한 호우곡면을 구성하고, 그 곡면에 double Fourier 해석 기법을 적용하여 호

우잔차를 구분한다. 구분된 호우잔차의 자기 상관(autocorrelation)함수에 대응한 스펙트럼 밀도 함수를 수치 적분하여, 한강유역 호우모형의 기본요소인 호우잔차의 스펙트럼 분포함수를 추정한다.

2. 호우곡면(storm surface)의 추정

지역특성에 따른 강우 현상의 지속적 양상을 파악하려면, 강우심도의 공간분포를 알아야 한다. 한강유역의 강우계측점 66개소의 강우자료중에는 결측된 것이 있으므로 이를 계측된 자료에서 구한 인접 계측점들과의 상관성을 이용해서 보완한다. 다중 상관기법을 이용한 유역내 임의지점의 우량심도 보간에서는 전유역을 79×59의 정방형 격자로 분할하여 각격자점의 값을 추정하였다.

각 계측점에서의 결측치를 보완하기위해 각지점의 계측치들이 다변수 정규분포한다고 가정하고, 상관도가 큰 인접계측점 3개씩을 선정하였다. 4개 지점 모두에 결측이 없는 자료로부터 결정된 계수 a 및 b와 선형 상관식을 이용하여 인접 기준점 X_i에 의한 결측치 y를 계산한다.

$$y = a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + bv \quad \text{---(2-1)}$$

여기서 V는 N(0, 1)의 정규확률 변수이다.

각각의 강우에 대한 호우 곡면보간에는 보완된 전 계측점들과의 거리에 따른 다중상관식^{5), 6)}을 이용해서 격자 우량곡면을 구성하기 위해 강우심도를 구한다.

$$Z(x, y) = \sum_{i=1}^N C_i [(X_i - X)^2 + (Y_i - Y)^2]^{1/2} \quad \text{---(2-2)}$$

여기서, Z(x, y) : 좌표 (x, y)의 강우심도

- N : 해당지역의 계측점수
- (X_i, Y_i) : i번째 계측점의 좌표
- C_i : 평면 방정식의 계수들

그리고 상관계수 C_i는 계측점들의 계측치와 그들간의 거리로부터 결정한다.

3. 호우 곡면의 주기 분석(harmonic analysis)

호우곡면은 강우현상에 관련된 많은 인자가 누적된 결과이므로, 설명이 어려우나, 한지역에서 충분히 많은수의 강우를 2차원 주기분석하여 호우곡면에서의 기여도가 편중된 특정차수의 주기성분들을 그 지역 강우의 공간 주기성분으로 파악한다. 이 해석에서는 2장에서 구한 격자호우곡면의 강우심도(storm depth)를 사용하였다.

1) 2차원 Fourier 해석

x-y 평면상의 사각면 $H(-\frac{\lambda_1}{2} \leq X \leq \frac{\lambda_1}{2}, -\frac{\lambda_2}{2} \leq Y \leq \frac{\lambda_2}{2})$ 에서 정의되는 적분 가능함수 f(x, y)를 fourier 급수로 표현하면⁷⁾,

$$f(x, y) = \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} A_{nm} \cos \frac{2\pi nx}{\lambda_1} \cos \frac{2\pi my}{\lambda_2} + \beta_{nm} \cos \frac{2\pi nx}{\lambda_1} \sin \frac{2\pi my}{\lambda_2} + \gamma_{nm} \sin \frac{2\pi nx}{\lambda_1} \cos \frac{2\pi my}{\lambda_2} + \delta_{nm} \sin \frac{2\pi nx}{\lambda_1} \sin \frac{2\pi my}{\lambda_2} \quad \text{---(3-1)}$$

로 정의되며, Fourier계수 α_{nm} ⁸⁾

$$A_{nm} = \frac{S_{nm}}{N M} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M Z_{ij} \cos \frac{2\pi nx_i}{N} \cos \frac{2\pi my_j}{M} \quad \text{---(3-2)}$$

여기서, S_{nm} = 1, n = m = 0

2, n = 0 or m = 0

4, n > 0, m > 0

여기서 Z_{ij}는 좌표(X_i, y_j)에서의 우량심도이다. 그리고 β_{nm}, γ_{nm}, δ_{nm}도 같은 방법으로 산정한다. 한편, 식(3-1)에 채택한 적교 기본함수 시스템에 대한 무작위곡면 f(x, y)의 분산은³⁾ (3-3) 식으로 구한다.

$$V_s = \frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} \int_u \int_v [f(x, y) - \bar{f}]^2 dx dy$$

$$= \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{\infty} (A^2 nm + \beta^2 nm) + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{\infty} (A^2 nm + \gamma^2 nm) + \frac{1}{4} \sum_{n, m > 0} (A^2 nm + \beta^2 nm) \gamma^2 nm + \delta^2 nm \quad \text{--- (3-3)}$$

이식을 이용하면 무작위 곡면의 분산에 대한 Fourier 급수항들의 기여도를 평가하여 호우곡면의 잔차를 발생한다. 실제로 Fourier 계수를 계산하는데는 식 (3-2)의 변형된 다음식을 이용한다.

$$A_{nm} = \frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} \int_{\#} \int f(x, y) \cos \frac{2\pi nx}{\lambda_1} \cos \frac{2\pi my}{\lambda_2} dx dy \quad \text{--- (3-7)}$$

($\lambda_1 \times \lambda_2$)의 직사각형이로 λ_1 과 λ_2 는 각각 x와 y 방향으로 파장이다. 강우심도의 공간함수에서 2차원 Fourier 해석의 결과로 대표되는 확정변수를 검출해 내면, 그 나머지는 무작위 변수로서 2차원 확률과정의 실현으로 파악할 수 있다.

4. 잔차호우곡면의 스펙트럼분석

각 호우잔차들이 2차원 확률과정의 표본함수 또는 무작위장으로 표현될 수 있다는 기본 가정하에서 균질성(homogeneity)을 가정하여 2차원 자기 상관함수를 구성하는데, 방향성 확률변수의 해석은 매우 복잡하여 실용적인 결과를 기대하기가 어렵다. 그러나 등방성을 가정하면 평면 사상을 스칼라 변수로 취급할 수 있고, 이 등방성 상관 함수를 변환하여 각 호우 잔차의 스펙트럼 밀도함수를 구할 수 있다. 이때 단일 확률과정의 실현으로서 호우 잔차에 대한 자기 상관함수를 산정하기 위해서 각 잔차 곡면들의 에르고드성(ergodicity)를 가정한다.

1) 자기상관함수

실수값을 갖는 2차원 확률과정이나 무작위장

$\{z(x); X \in R^2\}$ 이 균질하다고 가정하면, 그 자기 상관함수 $R(X_1, X_2)$ 는

$$R(\bar{X}_1, \bar{X}_2) = R(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = R(\bar{\tau}) \quad \text{--- (4-1)}$$

가 되고, 이 균질 과정이 등방성일 경우, $R(\bar{\tau}) = R(r)$ 이 된다. 여기서 $r = |\bar{\tau}|$ 이다. 각 강우의 잔차 발생 과정은 평균이 0이고, 분산이 σ_i^2 인 균질의 무작위장이라고 할 수 있으므로, 에르고드성을 가정하면 대상지역내 각 지점사이의 자기 상관 함수는 지점간의 거리차에만 의존한다. 지체시 유효 사각면 $\lambda_1 \times \lambda_2$ 상에서의 자기상관함수식은 식(4-2)와 같다.

$$R(U, V) = \frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} \int_{\lambda_1} \int_{\lambda_2} Z(x, y) Z(x+u, y+v) dx dy \quad \text{--- (4-2)}$$

2) 스펙트럼 분포함수

균질 확률과정의 자기상관함수 $R(\bar{\tau})$ 를 극좌표로 나타내면³⁾,

$$R(\bar{\tau}) = \int R^2 f(\bar{w}) \cos(\bar{w} \cdot \bar{\tau}) d\bar{w} \quad \text{--- (4.3)}$$

이고, 등방성이라 가정하면,

$$R(r) = 2\pi \int_0^{\infty} J_0(wr) f(w) w dw \quad \text{--- (4.4)}$$

이다. 여기서 J_0 는 차수가 0인 Bessel 함수이다. 식 (4-4)를 역변환하면,

$$f(w) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{\infty} R(r) J_0(wr) r dr \quad \text{--- (4.4)}$$

이 되므로 산정된 $R(r)$ 로부터 스펙트럼 밀도함수 $f(w)$ 를 구할 수 있다. 이때 각 호우잔차 곡면의 등방성 자기 상관함수(isotropic autocorrelation function)가 다음과 같은 형태라면,

$$R(r) = \sigma^2 e^{-ar^2} J_0(br) \quad (a > 0, b > 0, r > 0)$$

식 (4-5)와 (4-6)으로부터 ---(4-6)

$$f(w) = \frac{a^2}{2\pi} \int_0^{\infty} e^{-ar^2} J_0(br) J_0(wr) \quad \text{--- (4.4)}$$

가 되고, 이에 대한 이론식은⁹⁾

$$f(w) = \frac{a^2}{4\pi a} \exp\left[-\frac{b^2 + w^2}{4a}\right] I_0\left[\frac{bw}{2a}\right]; w \geq 0 \quad (4-8)$$

이다 여기서 σ^2 은 각 호우잔차 곡면의 분산이고, I_0 는 차수가 0인 수정 Bessel함수이다. 개별 강우의 잔차스펙트럼으로부터 한강유역을 대표하는 잔차스펙트럼을 구하려면, 이 정규상관함수들의 경험치가 실제로는 단일한 등방성 상관함수의 다른 표현들이라는 가정이 필요하다. 이 가정은 정규화된 잔차평면들이 동일한 균질 등방성인 무작위장의 실현이라는 가정과 대등하다. 이때 각 호우에 대한 $f(w)$ 를 정규화하면 호우잔차들의 스펙트럼 밀도를 비교할 경우에 그들의 분산 σ^2 의 영향을 제거할 수 있다.

한편, 균질 등방성 확률과정에서 $|w|$ 의 분포함수 $G(w)$ 를 그 무작위장의 환상스펙트럼 분포함수(radial spectral distribution function)라 하는데, Panchev¹⁰⁾와 Matern¹¹⁾이 제시한 $G(w)$ 의 미분 $G'(w)$ 와 $f(w)$ 의 관계에 의하면, 2차원인 경우에 환상스펙트럼 밀도를 다음과 같이 정의한다.

$$G'(w) = 2\pi w f(w) \quad (4-9)$$

일반적인 2차원 무작위장 R^2 는

$$\epsilon(X) = \sqrt{\frac{2}{N}} \sum_{i=1}^N \cos[(X_i, y_i) w_i + \theta_i] \quad (4-10)$$

로 표현할 수 있는데 이 식은 평균이 0, 분산이 1이 되는 근사적으로 균일한 균질 등방성 무작위장을 나타내는 것이므로²⁾, 이 식을 이용하면 한강유역 호우의 공간 특성을 반영한 잔차우량곡면을 발생시킬 수 있다. 이때 x 는 R^2 상의 좌표 벡터이고, Y_i 는 단위 원상에 등분포하는 무작위 변수이므로 식 (4-10)은

$$\epsilon(X_1, X_2) = \sqrt{\frac{2}{N}} \sum_{i=1}^N \cos[w_i(x_1 \cos \alpha_i + X_2 \sin \alpha_i) + \theta_i] \quad (4-11)$$

가 된다. 여기서 α_i 와 θ_i 는 독립적인 $U(0, 2\pi)$ 이고, w_i 는 분포함수가 $G(w)$ 인 무작위 변수이다.

3) 잔차특성의 검증

잔차 무작위장의 등방성 가정에 대해서는 2차원 자기 상관함수의 경험치를 구해서 그 타당성을 검토할 수 있으며, 정규상관 함수들의 전체적인 유사성으로부터 잔차곡면들의 단일성을 검증할 수 있다. 4장 2절에서는 스펙트럼 밀도의 산정 과정에 대한 적합성 검증이 중요한 것이지만, 주어진 통계적 특성으로부터 균질 등방성인 무작위장의 스펙트럼 밀도를 산정할 방법이 없는 현재로서는 그러한 검증이 불가능하며, 이러한 문제의 해석은 본 연구의 범주를 벗어난다. 물론 정상성 1차원 확률 가정에서 그 스펙트럼 밀도나 파워 스펙트럼의 파악 및 추정치들의 분산 산정이 가능하지만, 이것을 본 연구의 경우에 적용할 수는 없다. 이는 외견상으로 같은 1차원 함수를 취급하더라도, 균질 등방성인 2차원 무작위장과 정상성 1차원 확률과정의 스펙트럼 밀도는 개념적으로 다르기 때문이다.³⁾

5. 수치실험 및 고찰

본 연구에서는 전술한 수치실험 방법을 Fig5-1에 도시한바와 같이 한강유역내의 전체 강우계측지점 66개소에서 1975년부터 1983년까지 9년 동안에 계측된 23개의 호우자료에 적용하였다.¹²⁾ 개별강우의 지속 시간은 한강홍수자료집¹³⁾에 근거했고, TM계측점에서는 TM 자료를 우선으로 사용했으며, 그밖의 지점에서는 한국수문조사연보¹⁴⁾를 참조했다. 또한 태풍성 및 전선성 호우의 구분에는 중앙기상대의 자료를 이용해서 태풍피해를 동반한 호우를 태풍성으로 분류하였다.^{17,18)}

1) 개별강우의 스펙트럼 밀도추정

2장에서 식 (2-1)의 결측점에 대한 기준 계측점들을 Table 5-1과 같이 선정하였고, 각 지점의 계측치들이 다변수 대수정규분포한다는 기본 가정¹⁷⁾을 바탕으로 강우심도의 자연 대수값을 사용하였다. 식 (2-2)를 이용한 호우곡면 보간에서는 전체유역을 포함하는 동경 $126^\circ 86' - 129^\circ 00'$, 위도 $36^\circ 28' 39'' 00'$ 지역을 $3.56 \times 3.56 \text{ km}^2$ 의

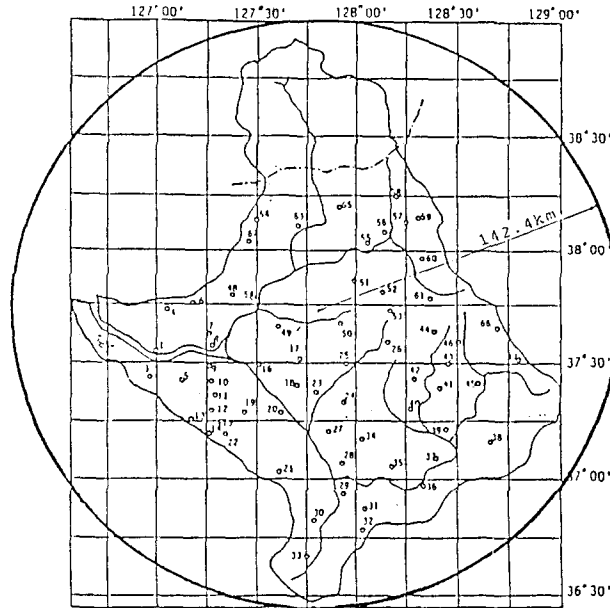


Fig. 5-1 Han-river basin rain-gaging stations under study(66 stations).

Table 5-1 Augmented stations and their bases.

(Refer to Fig. 5-1)

Augmented station No.	9	17	28	31	32	33	37	55	62
Base Station No.	5	16	27	29	29	29	36	51	48
Base Station No.	8	18	29	30	30	30	38	56	63
Base Station No.	10	25	35	35	36	21	39	58	64

정방형 격자 (79×59)로 분할하여 격자점 값들을 구했다. 상관계수 C_i 의 계산에서 대상유역이 넓은 점을 고려하기 위해 계측점간 거리의 제곱근을 이용했다.

추정된 호우곡면의 주기성분에서의 식(4-4)의 상관함수가 물리적 의미를 갖는 한계인 상관 특성 거리가 한강 유역 전체를 포함 할 수 있도록 하기 위해 주조화 성분(principle harmonic component)의 호우 기여도를 높게 결정 하였다. Table 5-2에서 보는 바와같이 Fourier급수를 3차항까지 취하면 원시함수의 86.9%를 표현 할수 있으므로 4차항 이상을 취해도 그 기여도는 2.2%를 밑돈다. 따라서 이중 2.7% 이상의 기여도를 갖는 주조화 성분만 고려하면 전체의 78.5%를 나타낼 수 있

다. 본 연구에서는 기여도 2.7% 이상인 7개성분을 갖는 Fourier 함수를 주기 성분으로서 호우곡면의 분산에 대한 평균기여도 78.5%를 차지하는 (0.1), (0.2), (1.0), (1.1), (1.2), (2.0), (2.1)을 주조화 성분으로 결정했다. 이 경우 각 차수에 대한 기여도의 호우별 산포도가 커서 지역성분에 대한 일정한 지속성은 없는것으로 나타났다. 각 주조화 성분의 평균치는 통계적으로 의미를 부여 할수 없으므로 개별적으로 취급 해야한다. 개별 호우에 대한 호우잔차의 자기상관함수는 Fig.5-1에 보인 바와 같이 전 유역에 대한 함수값을 구하기 위해 최대 지체거리를 각각 92.56km(26×3.56)와 142.4km(40×3.56)로 하였다. (Table 5-3 a, b) 이때 산정된 2차원 상관함수값들이 근사적으로 등방성을 보였는데 이는 4장1절의 등방성 가정이 타당함을 나타낸다. 단, 지체 거리가 커질수록 상관계수의 산정기준자료가 적어지므로 그 신뢰도가 떨어지는 약점이 있다. 등방성상관함수 $\rho(r)$ 의 함수형태 및 그 계수 결정을 위해, Ottoy & VAnsteenkiste²⁰⁾가 제안한 비선형 보간법을 이용하였다. 여러가지 함수형을 적용한 결과 문헌 19)에서와 같은 다음식이 경험치에 최적

Table 5—2 Contribution of the principle harmonics to storm variance Vs.

STORM No.	ORDER OF THE HARMONIC COMPONENTS															TOTAL CCNT.	PRIN CCNT.	
	(0,0)	(0,1)	(0,2)	(0,3)	(1,0)	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,0)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,0)	(3,1)	(3,2)			(3,3)
1	0.0	10.8	5.1	0.1	45.8	15.4	5.8	1.1	0.6	1.9	0.9	0.6	3.0	0.8	0.2	0.1	92.1	85.3
2	0.0	2.1	2.1	1.3	33.1	27.2	2.8	0.7	0.5	7.7	0.4	0.7	1.4	1.4	0.5	0.4	88.2	81.4
3	0.0	15.8	0.4	0.3	49.6	6.6	0.5	0.2	9.9	0.7	0.3	0.3	3.4	0.2	0.2	0.2	88.7	83.6
4	0.0	9.3	6.0	0.5	39.8	3.6	6.2	0.2	9.4	0.7	2.7	0.4	2.0	1.4	1.0	0.5	8.37	74.9
5	0.0	18.8	6.4	1.7	24.1	7.3	2.2	0.6	17.1	2.4	0.4	0.2	3.4	0.2	0.1	0.1	84.8	78.3
6	0.0	1.8	0.2	0.0	49.3	14.8	0.4	0.2	10.9	1.2	0.3	0.1	6.0	1.1	0.5	0.2	87.0	78.6
7	0.0	41.7	0.2	0.1	26.9	1.8	2.1	2.5	5.1	1.3	0.5	1.2	0.2	1.7	1.9	0.1	87.3	79.1
8	0.0	4.3	1.0	1.2	55.4	9.5	2.9	0.7	4.7	4.3	1.6	0.4	2.0	0.3	1.1	0.4	89.8	82.2
9	0.0	33.6	6.9	1.7	16.4	11.9	0.5	0.6	3.5	3.0	0.8	0.6	0.0	0.4	0.9	0.1	84.1	76.0
10	0.0	4.2	8.4	0.7	18.7	29.0	10.6	0.7	2.7	10.4	1.7	0.4	0.1	2.0	0.1	0.4	90.1	83.9
11	0.0	3.6	16.6	2.0	4.5	24.4	3.5	2.3	9.4	2.6	5.1	2.6	2.0	1.4	1.9	1.1	83.1	64.7
12	0.0	8.1	4.4	2.1	27.2	15.5	6.7	1.5	6.8	6.2	3.0	0.6	1.9	1.6	0.6	0.4	86.5	74.8
13	0.0	24.4	11.4	11.2	3.0	5.1	2.3	4.0	8.2	2.7	0.6	1.7	2.4	0.2	0.0	0.9	78.2	57.2
14	0.0	1.4	0.6	0.4	60.5	11.5	0.8	0.3	5.6	0.8	0.2	0.1	4.0	0.8	0.2	0.2	87.4	81.2
15	0.0	37.4	4.6	0.8	31.8	10.3	1.1	1.0	0.9	1.1	0.1	0.3	1.1	0.3	0.4	0.2	91.5	87.2
16	0.0	15.9	3.7	0.6	59.3	6.2	0.5	0.2	3.4	1.0	0.1	0.2	0.8	0.3	0.1	0.1	92.4	90.1
17	0.0	17.1	0.1	0.2	36.0	6.1	5.3	0.6	9.1	1.1	1.4	0.9	3.1	1.6	2.6	1.2	86.5	74.8
18	0.0	0.7	1.5	1.9	36.3	9.8	8.1	3.2	4.8	3.4	4.0	1.7	0.8	2.0	1.9	0.7	80.8	64.6
19	0.0	0.7	0.6	0.1	59.2	12.6	2.0	0.2	5.5	2.3	0.6	0.1	4.3	0.4	0.1	0.2	88.7	82.7
20	0.0	8.0	0.2	0.3	52.5	10.4	1.0	0.1	8.2	0.9	0.6	0.1	4.9	1.3	0.2	0.1	88.8	81.0
21	0.0	34.0	19.7	5.2	14.2	4.9	3.5	0.5	0.0	0.4	0.1	0.1	0.0	0.4	0.1	0.0	83.0	76.6
22	0.0	63.5	7.1	1.3	5.3	12.2	1.0	0.1	0.1	1.3	0.1	0.2	0.0	0.4	0.1	0.1	92.8	90.6
23	0.0	12.5	0.3	1.0	29.9	21.1	1.4	0.2	6.4	5.8	1.4	0.3	3.4	2.3	0.8	0.2	86.9	77.4
MEAN	0.0	16.1	4.7	1.5	34.1	12.1	3.1	0.9	5.8	2.7	1.2	0.6	2.2	1.0	0.7	0.3	86.9	78.5
STD.	0.0	15.9	6.2	2.7	17.8	8.1	3.2	1.2	4.1	2.6	1.4	0.7	1.7	0.8	0.7	0.4	3.8	7.8

*: Principle harmonic components

Table 5-3a Estimated parameters of empirical spectral density function.

NO.	STORM DURATION	LIN-PAR C	NL-PAR A ₁	NL-PAR A ₂	SQR. SUM*	STD DEV
1	1975. 7. 10 - 7. 18	1.0043000	0.0495620	0.0628920	0.5064100	0.13722
2	7. 21 - 8. 8	0.9312000	0.0391910	0.0775730	0.0383380	0.03768
3	9. 14 - 9. 22	1.0191000	0.0273620	0.0253930	0.2601500	0.09816
4	1976. 8. 12 - 8. 20	0.9302200	0.0394901	0.0435960	0.2666400	0.09988
5	8. 22 - 8. 31	0.9543500	0.0384860	0.1264300	0.1413600	0.07236
6	1977. 6. 29 - 7. 13	0.8992300	0.0251980	0.0627560	0.0873740	0.05689
7	1978. 7. 9 - 7. 23	1.0375000	0.0481060	0.094750	0.3532100	0.11438
8	1979. 6. 19 - 7. 2	0.9351500	0.0490220	0.0382730	0.2300200	0.09230
9	7. 10 - 7. 17	0.9202100	0.0322490	0.0997590	0.0908130	0.05800
10	7. 31 - 8. 9	0.9510100	0.0542960	0.3360700	0.0293230	0.03296
11	1980. 4. 5 - 4. 8	0.9633800	0.0486920	0.2826300	0.0163070	0.02458
12	7. 13 - 7. 18	0.9316500	0.0578190	0.0709740	0.0691610	0.05061
13	7. 19 - 7. 25	0.9577900	0.0523320	0.1484900	0.3407200	0.11234
14	8. 23 - 8. 29	0.9527400	0.0223090	0.0115660	0.0216190	0.02830
15	1981. 7. 1 - 7. 7	0.9945000	0.0344710	0.0628550	0.1931700	0.08458
16	7. 11 - 7. 15	1.1896000	0.0772940	0.0207090	2.2277000	0.28724
17	8. 29 - 9. 3	1.1104000	0.0695480	0.0782980	1.0721000	0.19927
18	1982. 7. 26 - 7. 29	0.8906900	0.0457910	0.0427220	0.3679000	0.11673
19	8. 13 - 8. 16	0.9234800	0.0224830	0.0201640	0.0492390	0.04273
20	8. 25 - 8. 30	0.9686200	0.0210390	0.0321620	0.0219010	0.02849
21	1983. 7. 19 - 7. 21	0.9543300	0.0237010	0.0378580	0.1113200	0.06421
22	7. 24 - 7. 26	1.0014000	0.0282280	0.0522390	0.0544020	0.04489
23	7. 29 - 8. 2	0.9365800	0.0373580	0.0599240	0.0249620	0.03041
TOTAL	AVEPAGE	0.9729402	0.0408707	0.0821004	*: fitting error Max. Lag=26×3.56km	
	STD. DEV.	0.0661098	0.0147936	0.0778571		

Parameters of mean data: 0.918320 0.031158 0.007012 0.075666

함수형으로 판정되었다.

$$\rho(r) = c \cdot e^{-ar^2} J_0(br) \quad (a > 0, b > 0, r > 0) \quad \text{--- (5-1)}$$

2) 전체 호우 잔차의 대표 특성

총 23개 호우 사상에 대한 정규 상관 함수값들이 문헌 19)에 의하면 단조 감소한다고 하였으나 Fig5.2에서 보는바와 같이 지체거리가 3, 56×(27, 28, 31, 32)km인 곳에서 함수값이 진동하는데 현재로서는 이에 대한 명확한 원인을 알 수 없다. 전체 잔차들에 대한 상관함수의 계수 추정을 위해 23개 호우에 대한 경험치들을 거리에 따라 평균해

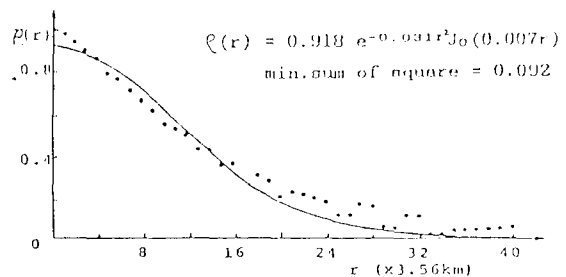


Fig. 5-2 Isotropic normalized autocorrelation function of storm residuals.

Table 5-3b Estimated parameters of empirical spectral density function.

NO.	STORM DURATION	LIN-PAR C	NL-PAR A ₁	NL-PAR A ₂	SQR. SUM*	STD DEV
1	1975. 7. 10 - 7. 18	0.9156200	0.0313770	0.016300	0.17322900	0.08011
2	7. 21 - 8. 6	0.9707200	0.0472960	0.0847240	0.1275000	0.06872
3	9. 14 - 9. 22	0.9141000	0.0050524	0.2021000	0.0505100	0.04338
4	1976. 8. 12 - 8. 21	0.5772800	0.0274390	0.0182880	0.1459300	0.07352
5	8. 22 - 8. 31	0.9416400	0.0391140	0.0565780	0.1247700	0.06798
6	1977. 6. 29 - 7. 13	0.9004400	0.0248310	0.0779720	0.0960710	0.05965
7	1978. 7. 9 - 7. 20	0.9033500	0.0108650	0.2212700	0.0879410	0.05707
8	1979. 6. 19 - 7. 2	0.9272706	0.0464600	0.0620480	0.2232100	0.09092
9	7. 10 - 7. 17	0.8992000	0.0313250	0.0175800	0.1261400	0.06935
10	7. 31 - 8. 9	0.9509300	0.0541650	0.3365800	0.0393950	0.03820
11	1980. 4. 5 - 4. 8	0.3073100	0.0069652	0.3467900	0.3200500	0.10887
12	7. 13 - 7. 18	0.3741100	0.0708630	0.0805950	0.1158200	0.06550
13	7. 19 - 7. 25	0.9443400	0.0538720	0.0040186	0.3013700	0.10565
14	8. 29 - 8. 29	0.9468300	0.0090156	0.1980300	0.0307280	0.03374
15	1981. 7. 1 - 7. 7	0.9602800	0.0312160	0.0056316	0.1693600	0.07920
16	7. 11 - 7. 15	0.9334000	0.0047722	0.2128800	0.0247450	0.03088
17	8. 29 - 9. 3	0.6933200	0.0097232	0.2148000	0.0819460	0.05509
18	1982. 7. 26 - 7. 29	0.8195400	0.0312983	0.0206720	0.2657700	0.09921
19	8. 13 - 8. 16	0.9904900	0.0314063	0.0027074	0.2196000	0.09018
20	8. 25 - 8. 30	0.9366500	0.0065390	0.2055400	0.0323300	0.03460
21	1983. 7. 19 - 7. 21	0.9287000	0.0211340	0.0250210	0.1136200	0.06457
22	7. 24 - 7. 26	0.9395800	0.0087851	0.2158100	0.0442440	0.04048
23	7. 29 - 8. 2	0.9347500	0.0352350	0.1041600	0.0438041	0.04028
TOTAL	AVERAGE	0.9236576	0.0277739	0.1184576	*: fitting error	
	STD. DEV.	0.7337719	0.0180772	0.1062542	Max. Lag=40×3.56km	

Parameters of mean data: 0.919900 0.031215 0.027982 0.092224

서 보간하는데 이때 특이값이 존재하기 이전과 이후에 대해서 별도의 보간을 실시하였다. 전 유역을 대변하는 특이값 이후까지의 보간에서는 특이값을 제외하였다.

전체 호우에 대한 f(w)의 이론치와 경험치의 비교 결과를 Fig5-3에 도시하였다.

무작위장(4-11)을 발생시키려면 환상스펙트럼 분포 함수 G(w)를 결정 해야하는데, 식(4-8)과 (4-9)에서 구한 G'(w)의 이론 적분이 곤란하기 때문에 G'(w)의 수치 적분치(심프슨 법칙: 0.5km 등 구간)를 보간하여 다음식을 선정하였고

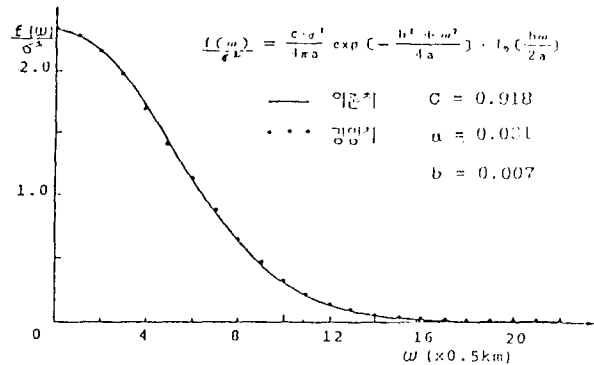


Fig. 5-3 Characteristic spectral density function of storm residuals

Fig 5-4에 도시 하였다.

$$\frac{G(w)}{\sigma^2} = 1.001 [\tanh [2.66(w-0.052)]^{1.46} - (5-2)$$

식(4-11)과 (5-2)를 이용하면 한강 유역의 호우 특성을 반영한 정규 잔차 평면의 발생이 전 유역에 대해 가능하다.

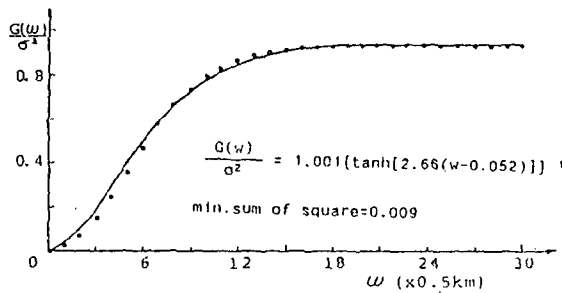


Fig. 5-4 Radial spectral distribution function of normalized storm residuals.

6. 결론과 고찰

한강 유역 호우들의 호우 곡면에 존재하는 지속성을 파악하기 위해서 주기 분석과 스펙트럼 분석을 실시하였다. 보간된 유역내의 호우 곡면이 주기성을 갖는다는 가정하에 호우 곡면을 2차원 프리에 해석하였고, 그 주기 성분의 나머지인 호우 잔차 곡면을 균질등방성으로 보고 2차원 자기상관함수를 이용한 경험적 방법으로 그 스펙트럼을 분석하여 한강 유역의 호우잔차를 대변하는 확률장의 특성을 파악하였다.

- (1) 주기 분석에서 호우 곡면에 대한 주조와 성분들의 기여도가 호우에 따라 크게 변하였고, 세 그룹으로 대별되기는 하지만 각 그룹의 특성 구분이 곤란해서 지역 성분에는 일정한 지속성이 없는것으로 판명되었다
- (2) 2차원 자기 상관 함수의 경험치 산정 결과, 호우 잔차 곡면의 등방성 가정이 실제와 큰 차가 없는것으로 나타났다.
- (3) 각 호우 잔차들의 상관 함수가 유사한 양상

을 보임을 확인하여 한강유역 호우에 대한 정규 잔차 평면들은 모두가 단일한 균질·등방성 무차위장이라는 가정을 검증하고, 한강유역 전체에 적용할 수 있는 환상 스펙트럼 분포 함수를 추정하여 한강유역 호우 모형의 잔차 발생에 이용할 수 있게 하였다.

본 연구의 시행중에 나타난 문제점 및 이후의 연구과제를 요약하면 다음과 같다.

- (1) 추정된 스펙트럼 밀도의 적합성을 평가할 수 있는 객관적인 방법이 없으므로 이를 바탕으로 한 호우 모형의 신뢰도를 알 수 없다.
- (2) 전 유역을 대변하는 정규 상관 함수값들이 특정 지체 거리에서 진동하는 원인이 불확실하며, 지체 거리가 커짐에 따라 상관 함수값의 신뢰도가 감소한다.
- (3) 이들 호우를 대표하는 평균 강우의 시간 분포와 이동 속도등을 파악하면, 본 연구 결과와 더불어 한강유역의 호우 모형을 구성할 수 있다.

참고 문헌

1. Fogel, M.M., and L. Duckstein; point rainfall frequencies in con-vec-tive storms, Water Res. Research, Vol. 5, no. 6, 1969.
2. Mejia, J.M., and I. Rodriguez-Iturbe(1973): "Multi-dimensional characterization of the Rainfall process", M.I.T. Dept. of civil Eng., Ralph M. parsons Lab., Reprot No. 177, november, cambridge, Mass
3. Rhenals-Figuero, A.E., I. Rodriguez-Iturbe, and J.C. Schaake, Jr., (1974): "Bidimensional Spectral analysis of rainfall events", Tech, Reprot, NO. 193, Ralph M. Parsons Lab. of Water Res. and Hydrology., M.I.T., november.
4. Rafael L. Bras and Ignacio Rodriguez-Iturbe, (1976): "Rainfall generation: A nonstationary Time-varying Multidimensional Model", Water Resource Research, Vol. 12, No. 3, June, 1976.

5. Hardy, R.L., (1971): "Multiquadric Equation of topography and other irregular Surface", J. GEophys. Res., Vol. 76, No. 8, pp. 1905-1915.
6. Shaw, E.M., and P.P. Lynn, (1972): "Areal rainfall evaluation using two surface fitting techniques", Bull. of the Int. Ass. of Hydrol. Science, Vol. 17, NO. 4, pp. 419-433.
7. Tolstov, G.P., (1965): "Fourier series", Printicd-Hall, Englewood cliffs, New Jersey.
8. Rektorys, K., (1969): "Survey of applicable Mathematics", The M.I.T. Press Cambridge, Mass. gamon press.
9. Gradshteyn, I.S., and I.M.Ryzhik(1965): "Table of In tegrals, Series, and Products", Academic Press, New York.
10. Panchev, S. (1971): "Random Functions and Turbulence", per gamon pre.
11. Matern, B.,(1960): "Spatial variation", comm. swed. Forestry Res. Inst., Vol. 49, pp. 1-144
12. 한강홍수 통제소(1985, 12), 한강홍수예경보, pp. 77
13. 국제 협력 사업단(1977, 10), 한강 홍수예경보 조사 보고서, 제 5차
14. 한강 홍수 통제소(1983, 12), 한강 홍수자료집, 건설부, pp. 1-414
15. 한강 홍수 통제소(1985, 12), 한강 홍수예경보, 건설부, pp. 79-194.
16. 건설부(1975-1983), 한국수문 조사연보
17. 중앙기상대(1984), 기상 재해 현상 연표
18. 중앙기상대(1975-11983), 기상연보
19. 이재형, 박영기, 정재성, "한강유역 호우의 잔차 발생에 관한 연구", 대한 토목학회 학술 발표회 개요집(Ⅱ), 1987.
20. J.P. Ottoy and G.C. VAnsteenkiste (1983); A Computer for non-linear curve fitting, software for engineering problems, pp. 71-78, CML publications, england.