

河川汚染因子의 統計的 特性

Statistical Characteristics of Pollutants in Stream Flow

黃 任 九*

Im-Koo Hwang

尹 泰 勳**

Tae-Hoon Yoon

—ABSTRACT—

The auto-and cross-correlation function, power spectrum, coherence function and Markov model are applied to investigate the statistical characteristics of discharge and each factor of water quality and the interrelation-ship between the variation of discharge and water quality factors.

The analysis of discharge, dissolved oxygen and electric conductivity, which were only obtainable data at the Indogyo gaging station in the downstream of the Han River, clearly showed that they have distinct period of 12 months and three different periods of 6, 4 and 3 months weaker than the former.

The cross-correlation between the discharge and water quality (DO, COND) is rather weak and the crosscorrelation function has its peak at lag one. It is considered therefrom that the variation of discharge behaves on water quality factors with one day's difference.

In the examination of linear regression model for the serial generation and predictive measures, discharge series is fit to first and second order Markov model and DO, COND to first order Markov model.

要 旨

自然河川에서의 水質은 流量의 변화에 많은 영향을 받을 것으로 기대되는 바, 流量과 各 水質因子의 統計的 特性 및 流量變化와 水質因子間의 相關關係를 조사하기 위하여 自己 및 相互相關函數 power spectrum, coherence 函數 및 Markov 模型을 적용하였다.

일부 자료만이 입수 가능한 漢江 下流部 人道橋 地點에서의 流量, 溶存酸素, 電氣傳導度는 明白한 1年 週기와 6, 4, 3個月의 약한 週기를 가지며, 流量과 溶存酸素, 流量과 電導度 사이의 相關은 약하게 나타났고 相互相關函數에서 尖頭가 지체 1일에서 발생하여 미약하지만 流量의 변화에 의한 영향이 1일 정도 차이로 水質因子에게 미치는 것으로 해석된다.

系列發生 및 豫測手段인 線型回歸模型의 검토에서 流量은 1次 및 2次 Markov 模型과, 溶存酸素와 電導度는 1次 Markov 模型과 혼사하게 나타났다.

* 漢陽大學校 大學院

** 漢陽大 工大 教授

1. 序 論

대부분의 水文現象은 無作爲過程으로서 數學的 표현으로 강래의 값을 豫測하기란 매우 어렵다. 그러므로 數學的 관계식보다 확률 또는 통계적 방법으로 이를 해석하게 된다.

이러한 水文系 조사는 parametric 水文學과 推計學的 水文學의 두 방법으로 구분⁸⁾되고 있으며 水文現象의 효과적인 해석을 위하여 推計學的 방법의 하나인 時系列 解析(time series analysis)中 특히 相關函數와 spectrum이 널리 사용되고 있다.

本 研究에서의 時系列은 일정한 시간 간격에 대하여 측정된 離散型으로서 개념적으로 原因과 結果로 생각되는 두 時系列 기록의 調和된 相關解析을 통하여 流量의 변화에 따른 水質의 변화를 효과적으로 豫測할 수 있게 된다.¹⁰⁾

특히 水文現象과 같이 시간의 변화에 대한 不規則現象의 해석을 위한 통계적 수단인 自己 및 相互相關函數(auto and cross-correlation function)와 이들의 Fourier 變換인 spectrum을 구함으로써 각 時系列의 통계적 특성 및 相互關係를 알 수 있다. 이와 같은 방법으로 실제 水文資料에 대하여 時系列 理論을 이용한 연구는 대단히 많다.

Quimpo⁹⁾는 日流量으로부터 推計學的 模型의 설정과 自己相關 및 spectrum에 관하여 연구하였고, Rodriguez⁹⁾에 의해 둘 이상의 資料를 동시에 사용한 cross-spectrum 解析이 시도되었으며 Hino¹¹⁾는 情報理論을 이용하여 日降雨 流出의 相關函數 및 spectrum, coherence에 대하여 연구한 바 있다. 또한 국내의 水文資料에 대하여 研究한 例도 다수에 이른다.^{12)~15)}

漢江 下流部 人道橋 地點에서의 流量과 각 水質因子의 특성 및 相互關係를 究明하기 위한 본 연구의 중점적인 사항은 다음과 같다.

- 1) 各 時系列의 自己相關函數 및 spectrum 계산을 통한 통계적 특성 究明.
- 2) 水文과 水質時系列 사이의 相互相關關係를 알기 위한 相互相關函數 및 coherence 函數 計算.
- 3) 推計學的 無作爲 成分에 대한 模型檢定을 위하여 週期成分을 제거하는 調和分析.
- 4) 系列發生 및 豫測手段인 移動平均模型 및 線型回歸模型의 적용성 검토.

2. Spectrum 解析의 一般의 理論

2.1. 水文學的 定常 無作爲 過程

Spectrum은 時系列 解析에 이용되는 推計學的 解析

도구로서 시간에 따라 변하는 여러 水文現象의 水文學的 문제를 통계적 특성을 이용하여 定性的으로 해결하려는 無作爲 資料의 解析法이다. 따라서 시간에 대한 變數는 통계적으로 특성지워져야 하며 確定論的 成分을 제거한 無作爲 過程의 解析이라 할 수 있다.

時系列이 시간의 변화에 대하여 통계적인 성질 또는 확률법칙이 변하지 않을 때 이를 定常(stationary)이라 하며 그렇지 않을 경우를 evolutive라 한다.

대부분의 時系列은 完全한 定常의 경우가 많지 않기 때문에 이를 弱定常(weak stationary) 또는 廣義의 定常으로 취급하여 해석하고, 아래의 두 moment에 근거를 둔다.

$$\mu(t) = E[X(t)] \quad (1)$$

$$\gamma(t, \tau) = E[(X(t) - \mu(t))(X(t+\tau) - \mu(t))] \quad (2)$$

여기서 $E[\]$ 는 수학적 기대값, $\mu(t)$ 는 ensemble 平均, $\gamma(t, \tau)$ 는 自己共分散函數(auto-covariance function)이다.

時系列이 弱定常이면 $\mu(t)$ 와 $\gamma(t, \tau)$ 는 시간의 변화에 대하여 통계적 특성이 변하지 않음으로 $\mu(t) = \mu$ 로 常數가 되며 $\gamma(t, \tau) = \gamma(\tau)$ 로 시간지체 τ 만의 函數가 되어야 한다. 또한 시간평균과 ensemble 平均이 同一한 ergodic性을 전체로 취급하여야 하며 대체로 定常物理現象으로 나타나는 無作爲 資料는 ergodic인 경우가 많다.¹⁾

일반적으로 水文現象은 환경 또는 계절의 변화 등 外的 要因에 의해 좌우되는 경향이 많음으로 이들 要因의 線型組合으로 해석하며 그 일반형은 아래 식으로 나타낼 수 있다.⁶⁾

$$X(t) = R(t) + P(t) + \xi(t) \quad (3)$$

여기서 $X(t)$: 時系列

$R(t)$: 傾向成分

$P(t)$: 週期成分

$\xi(t)$: 推計學的 成分

그러나 대부분 水文現象은 傾向成分이 걸어진 時系列이라 할 때 식 (3)은

$$X(t) = P(t) + \xi(t) \quad (4)$$

로 週期成分과 推計學的 成分으로 되며 時系列이 어떤 시각 t 에서 週期 P 를 가진다면

$$X(t) - X(t+P) = 0 \quad (5)$$

을 만족해야 한다.

時系列의 週期性은 調和分析으로 구해지는 Schuster의 periodogram이나 Fourier 級數를 이용하여 찾을 수 있다. 즉,

$$X(t) = \bar{X} + \sum_{k=1}^{\pi} \left(A_k \cos \frac{2\pi k}{L} t + B_k \sin \frac{2\pi k}{L} t \right)$$

$$+\xi_{(t)} \tag{6}$$

여기서 \bar{X} 는 $X_{(t)}$ 의 평균치, L 은 週期이며 A_k, B_k 는 Fourier 係數로서

$$A_k = \frac{2}{L} \sum_{t=1}^m X_{(t)} \cos \frac{2\pi k}{L} t$$

$$B_k = \frac{2}{L} \sum_{t=1}^m X_{(t)} \sin \frac{2\pi k}{L} t \tag{7}$$

이 時系列로부터 週期成分 $P_{(t)}$ 를 제거하면 推計學的 無作爲 成分인 殘存系列(residual series) $\xi_{(t)}$ 만 남게 된다.

$$\xi_{(t)} = X_{(t)} - P_{(t)} \tag{8}$$

식 (5)와 (6)으로부터 $\xi_{(t)}$ 는

$$\xi_{(t)} = X_{(t)} - \left\{ \bar{X} + \sum_{k=1}^m \left(A_k \cos \frac{2\pi k}{L} t + B_k \sin \frac{2\pi k}{L} t \right) \right\} \tag{9}$$

2.2 自己相關函數

自己相關函數는 아래 식으로 정의된다.

$$R_{xx}(\tau) = E[x_{(t)} \cdot x_{(t+\tau)}] \tag{10}$$

ergodic性을 고려하여 치환하면

$$R_{xx}(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x_{(t)} \cdot x_{(t+\tau)} dt \tag{11}$$

여기서 $R_{xx}(\tau)$ 는 $\tau=0$ 에서 최대인 우함수로서 水文現象의 장래값에 대하여 어떤 시간에서의 값이 미치는 영향을 推定할 수 있으며 power spectrum과 自己相關函數의 項으로 表示되는 自己相關係數를 구할 수 있다. 즉,

$$C_{xx}(\tau) = \frac{R_{xx}(\tau)}{R_{xx}(0)} \tag{12}$$

이 $C_{xx}(\tau)$ 를 시간지체 τ 에 대하여 플랏트한 것을 auto-correlogram이라 하며 이것은 時系列과 同一한 週期를 갖는다.

실제로 계산에 이용된 自己相關函數는 실측자료가 有限한 離散型임으로 아래 식으로 계산된다.⁶⁾

$$R_{(k)} = \frac{1}{(n-k)} \sum_{t=1}^{n-k} x_{(t)} x_{(t+k)}$$

$$- \frac{1}{(n-k)^2} \sum_{t=1}^{n-k} x_{(t)} \sum_{t=1}^{n-k} x_{(t+k)} \tag{13}$$

2.3. Power spectral 密度函數

Power spectral 密度函數는 不規則 現象에 대한 各 周波數 成分의 寄與分을 표시하거나 또는 分散이 周波數에 대하여 어떻게 分布되어 있는가를 나타내며, 이는 Cramér, Kolmogoroff, Wiener 등³⁾이 제시한 自己相關函數로부터 치환된 周波數 項의 식으로 구할 수 있다. 즉, 모든 定常過程 $X_{(t)}$ 는

$$X_{(t)} = \int_{-\pi}^{\pi} e^{itw} dz(w) \tag{14}$$

로 나타낼 수 있으며 自己相關函數는

$$R_{(t)} = \int_{-\pi}^{\pi} e^{itw} dF(w) \tag{15}$$

로 表示할 수 있다. 식 (15)에서 $F(w)$ 는 $F(-\pi)=0, F(\pi)=\sigma^2$ 을 만족하는 階段函數(step function)로 미분 가능하다면

$$\frac{dF(w)}{dw} = p(w) \tag{16}$$

그러므로 식 (15)는

$$R(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} P(w) \cdot e^{i\tau w} dw \tag{17}$$

식 (17)의 $p(w)$ 를 power spectral 密度函數 또는 分散 spectrum이라 하며 自己相關函數인 식 (17)의 Fourier 變換으로 나타낼 수 있다.

$$P(w) = \int_{-\infty}^{\infty} R(\tau) e^{-i\tau w} d\tau \tag{18}$$

이와 같이 自己相關函數와 power spectrum은 Wiener-Khintchine의 公式에 의해 서로 Fourier 變換의 관계를 가진다.

이 power spectrum으로부터 各 時系列을 周波數 成分으로 나타내어 이에 대응하는 分散의 分布를 구하여 이 分散의 尖頭로서 時系列의 週期를 찾을 수 있다.⁷⁾ 離散型 資料에 대한 power spectrum은

$$P(w) = R(0) + 2 \sum_{k=1}^m R(k) \cos \tau w \tag{19}$$

를 이용할 수 있으나 Blackman-Tukey가 시도한 加重 函數를 적용하여 平滑하게 한다. 이 加重函數는

$$D_k = \frac{1}{2} \left(1 + \cos \frac{\pi k}{m} \right) \quad |k| < m$$

$$= 0 \quad |k| > m \tag{20}$$

식 (20)을 적용한 식 (19)는

$$V(k) = \frac{1}{2\pi} [D_0 R(0) + 2 \sum_{k=1}^m D_k R(k) \cos kw] \tag{21}$$

$$V(k) = \frac{1}{m} \left[R(0) + 2 \sum_{j=1}^m R(j) \cos \frac{\pi k j}{m} + R(m) \cos \pi k \right] \tag{22}$$

여기서 m 은 최대지체이며 식 (22)는 有限한 資料로부터 야기되는 spectrum의 屈折이 발생하여 이를 제거하기 위한 Hanning의 Lag window를 적용하면 다음과 같다.^{1), 3), 5), 10)}

$$P_0(w) = 0.54(V_0 + V_1)$$

$$P_k(w) = 0.25V_{k-1} + 0.54V_k + 0.25V_{k+1}, \tag{23}$$

$$(1 \leq k \leq m-1)$$

$$P_m(w) = 0.54(V_{m-1} + V_m)$$

여기서 P_0, P_k, P_m 은 各各 시간지체(lag)가 $0, k, m$ 에서의 power spectrum이다.

2.4. 相互相關函數

相互相關函數는 아래 식으로 정의된다.

$$R_{xy}(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T x_{(t)} \cdot y_{(t+\tau)} dt \quad (24)$$

$R_{xy}(\tau)$ 는 自己相關函數와 같이 $\tau=0$ 에서 최대가 되는 것은 않으며 그 성질은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} R_{xy}(-\tau) &= R_{yx}(\tau) \\ |R_{xy}(\tau)|^2 &\leq R_{xx}(0) \cdot R_{yy}(0) \\ |R_{xy}(\tau)| &\leq \frac{1}{2} [R_{xx}(0) \cdot R_{yy}(0)] \end{aligned} \quad (25)$$

또한 相互相關係數는 自己相關係數와 마찬가지로 相互相關函數의 項으로 表示된다.

$$C_{xy}(\tau) = \frac{R_{xy}(\tau)}{\sqrt{R_{xx}(0) \cdot R_{yy}(0)}} \quad (26)$$

2.5. Cross-spectral 密度函數

自己相關函數의 Fourier 變換이 power spectrum임에 반하여 cross spectrum은 두 時系列에 대한 相互相關函數의 Fourier 變換으로 정의된다.

$$S_{xy}(w) = \int_{-\infty}^{\infty} R_{xy}(\tau) e^{-i w \tau} d\tau \quad (27)$$

Wiener-Khintchine의 公式에 의해 식 (27)의 Fourier 逆變換으로부터 相互相關函數는

$$R_{xy}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_{xy}(w) \cdot e^{i w \tau} dw \quad (28)$$

Cross spectrum $S_{xy}(w)$, $S_{yx}(w)$ 및 그 공액 spectrum $S_{xy}^*(w)$ 의 관계는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} S_{xy}(-w) &= S_{yx}(w) \\ S_{xy}(-w) &= S_{xy}^*(w) \\ S_{xy}^*(w) &= S_{yx}(w) \end{aligned} \quad (29)$$

2.6. Coherence 函數

Coherence 函數는 두 時系列의 周波數 영역에서의 相關을 測定하기 위한 수단으로

$$r_{xy}(w) = \frac{|S_{xy}(w)|^2}{P_{xx}(w) \cdot P_{yy}(w)} \quad (30)$$

으로 정의되며 $0 \leq r_{xy} \leq 1$ 의 값을 가진다.

3. 線型回歸模型

3.1. 移動平均模型과 線型自己回歸模型

週期成分을 배제한 推計學的 過程에 대한 數學的인 基本模型으로 移動平均模型(moving average model)과 線型自己回歸模型(linear auto-regressive model)을 들 수 있다.¹¹⁾

移動平均模型의 一般형은

$$X(t) = \sum_{i=1}^m b_i \varepsilon_{(t-i)} \quad (m=1, 2, \dots, \infty) \quad (31)$$

여기서 ε 는 無作爲 變數, b_i 는 係數(또는 常數)이며 이 경우 自己相關係數는

$$\rho_k = \frac{E[\varepsilon_j \varepsilon_{j+k}]}{E\varepsilon_j^2}$$

$$\begin{aligned} &= \frac{(b_1 b_{k+1} + \dots + b_{m-k} b_m) \text{var } \varepsilon}{\text{var } \varepsilon \sum_{i=1}^m b_i^2} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{m-k} b_i b_{i+k}}{\sum_{i=1}^m b_i^2} \quad m > k \\ &= 0 \quad m < k \end{aligned} \quad (32)$$

$b_i = b_j (i=j=1, 2, 3, \dots)$ 인 경우 식 (32)는

$$\begin{aligned} \rho_k &= \frac{(m-k)b_i^2}{mb_i^2} = 1 - \frac{k}{m} \quad m > k \\ &= 0 \quad m < k \end{aligned} \quad (33)$$

또한 線型 Markov 模型(linear Markov model)이라고도 하는 線型自己回歸模型의 一般형은

$$X_{(t)} = \sum_{i=1}^m a_i X_{(t-i)} + \varepsilon_{(t)} \quad (m=1, 2, \dots, \infty) \quad (34)$$

여기서 ε 는 標準化 無作爲 變數(standardized random variable)로 $E[\varepsilon_i] = 0$ 이고 a_i 는 自己回歸係數이다. 식 (34)에서 $m=1$ 이면

$$X_{(t)} = a_1 X_{(t-1)} + \varepsilon_{(t)} \quad (35)$$

a_1 은 $a_1 = \rho_1$ 으로 주어지며 식 (35)를 1次 Markov 模型(1st order Markov model)이라 하여 自己相關係數는

$$\rho_k = \rho_1^k \quad (36)$$

또 식 (34)에서 $m=2$ 이면

$$X_{(t)} = a_1 X_{(t-1)} + a_2 X_{(t-2)} + \varepsilon_{(t)} \quad (37)$$

여기서 $a_1 = \frac{\rho_1(1-\rho_2)}{1-\rho_1^2}$, $a_2 = \frac{\rho_2^2 - \rho_1^2}{1-\rho_1^2}$ 으로 식 (37)

을 2次 Markov 模型(2nd order Markov model)이라고 하며 自己相關係數는

$$\rho_k = \frac{a_2^{k/2} \sin(k\theta + \phi)}{\sin \phi} \quad (38)$$

여기서 $\theta = \arccos \frac{-a_1}{2\sqrt{a_2}}$, $\tan \phi = \frac{1-a_2}{1+a_2} \tan \theta$

3.2. 相互回歸模型

相關이 있는 두 無作爲 變數의 관계는 아래의 推計學的 相互回歸模型으로 推定할 수 있다.

$$\hat{y}_{(t)} = (1-r)y + r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x_{(t)} \quad (39)$$

여기서 $\hat{y}_{(t)}$ 는 실제 자료 X 에 의한 y 의 推定值

r 은 실제 資料(X, Y)의 相關係數

\bar{y} 는 y 의 平均値

σ_x, σ_y 는 各各 x, y 의 표준편차

식 (39)에 의한 推定值는 표준편차의 부정확으로 無作爲 項을 보정하면

$$\hat{y}_{(t)} = (1-r)y + r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x_{(t)} + q_{(t)} \sigma_y (1-r^2)^{1/2} \quad (40)$$

여기서 $q_{(t)}$ 는 보통 平均치가 0, 分散이 1인 正規分

布로 가정되나 對數正規分布, gamma 分布 등으로 가정하여 推定할 수도 있다.

4. 對象河川 및 資料의 構成

4.1. 對象河川의 選定과 流量

통계적 해석에 이용되는 自然河川은 外的 영향이 적은 지점이 적당하나 이러한 지점은 자료의 수집이 어렵고 실제 水質問題가 대두되는 河川區間은 下流部이므로 上流에 많은 支川을 가지나 水文과 水質 질측 자료를 동시에 보유하고 있는 漢江水系 下流部의 人道橋 지점을 대상으로 하였다.

人道橋 지점은 감조구역으로 水位를 流量으로 환산하는데는 감조시의 水位를 고려하여야 하나 水質은 流量이 적을 때 문제가 되므로 建設部 發行 한국수문조사년보의 1971~1980年間の 관측치중 低水位를 水位 流量曲線에 의하여 환산하였다.

4.2 水質因子

물의 汚染程度를 나타내기 위한 水質기록은 서울시·보건연구소에서 수질자동측정기로 1976年度부터 측정하고 있는 BOD(Biochemical Oxygen Demand; 生化學

的 酸素要求量), DO(Dissolved Oxygen; 溶存酸素), COND(Electric Conductivity; 電氣傳導度), PH, TOC(총유기탄소), 溫度, 濁度 중 水位 관측점인 人道橋 지점에서 입수 가능한 DO와 COND의 1976~1980年間の 日 및 月 資料를 사용하였다.

5. 結果 및 分析

解析에 사용된 流量과 水質因子(DO, COND)의 모든 자료는 아래 식으로 표준화하였다.⁹⁾

$$X^*(\omega) = \frac{X(\omega) - \bar{X}}{S(\omega)} \tag{41}$$

여기서 \bar{X} 는 $X(\omega)$ 의 평균치

$S(\omega)$ 는 표준편차

5.1. 自己相關係數 및 power spectrum에 의한 分析

自己相關係數에 의한 auto-correlogram으로부터 流量 溶存酸素, 電導度는 그림 1, 2, 3과 같이 모두 12個月의 뚜렷한 年週期를 가지고 반복하는 동시에 비교적 강한 週期性을 나타내었다. 또한 power spectrum에서도 그림 4, 5, 6과 같이 모두 12個月의 明白한 年週期를 나타내고 있어 auto-correlogram과 잘 일치하고 있

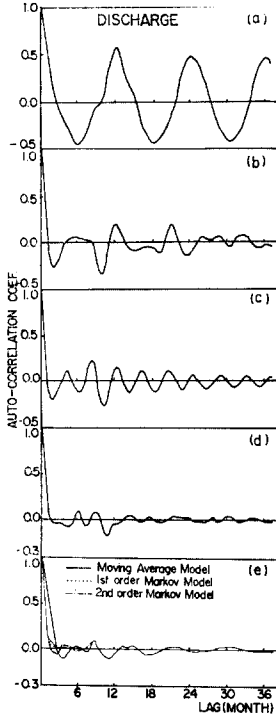


그림 1.

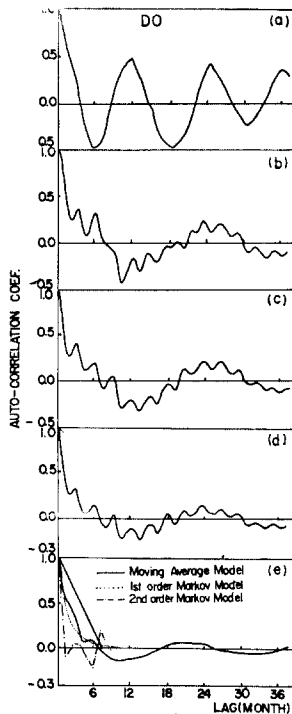


그림 2.

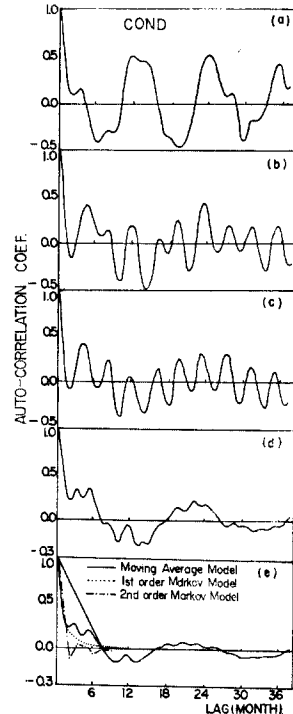


그림 3.

그림 1. 2. 3. 調和分析에 의한 流量, DO, COND의 auto-correlogram

(a) 原資料

(b) 12個月 調和成分을 제거한 資料

(c) 12.6個月 調和成分을 제거한 資料

(d) 12.64個月 調和成分을 제거한 資料

(e) 12.6·4·3個月 調和成分을 제거한 資料

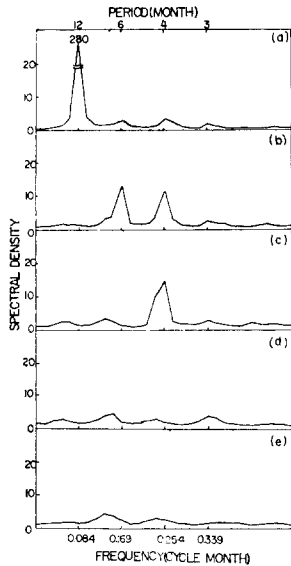


그림 4. 流量

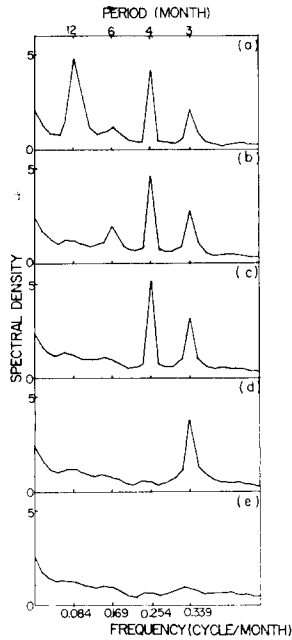


그림 5. DO

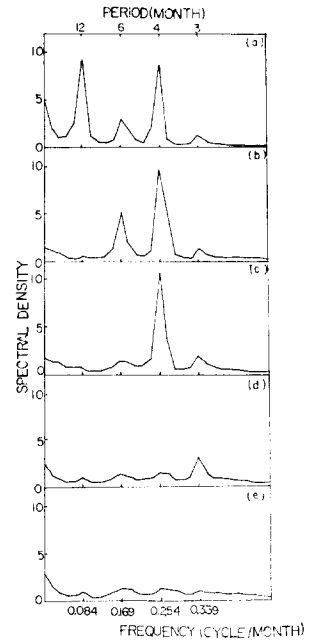


그림 6. COND

그림 4. 5. 6. 調和分析에 의한 유량, 용존산소, 전기전도도의 spectral density

- (a) 原資料
- (b) 12個月 調和成分을 제거한 資料
- (c) 12·6個月 調和成分을 제거한 資料

- (d) 12·6·4個月 調和成分을 제거한 資料
- (e) 12·6·4·3個月 調和成分을 제거한 資料

으며 이 週期外에도 6, 4, 3個月 週期에서 spectral density가 비교적 크게 나타나 이것은 夏節期에 편중된 우리나라의 降水現象과 이에 따른 流量의 변화가 水質 因子에게 영향을 미치기 때문인 것으로 판단된다.

5.2. 相互相關係數 및 coherence 函數에 의한 分析
 流量과 水質因子와의 相關關係를 조사하기 위하여 1976~1977年間的 日資料를 사용한 相互相關函數와 coherence 函數의 계산 結果는 그림 7~10과 같다.

그림 7로부터 流量과 DO 사이에는 相互相關係數의

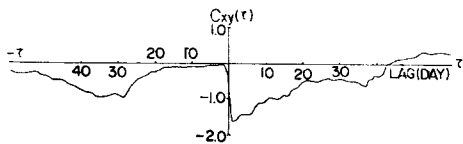


그림 7. 流量과 DO의 cross-correlogram

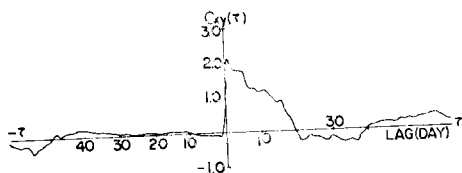


그림 8. 流量과 COND의 cross-correlogram

尖頭가 지체 1日에서 -0.17 로 負의 값을 가지며 그림 8로부터 流量과 COND 사이 또한 지체 1日에서 0.22 의 값을 가짐을 알 수 있었다. 이로부터 流量과 水質因子(DO, COND) 사이의 相關은 매우 약하지만 尖頭가 모두 지체 1日에서 나타나 流量의 변화에 의한 영향이

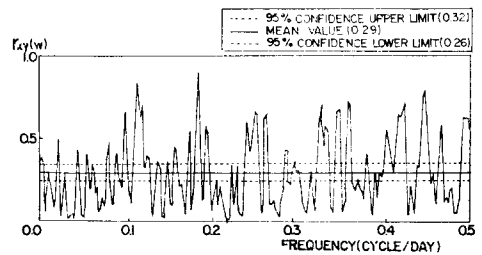


그림 9. 流量-DO의 coherence 函數

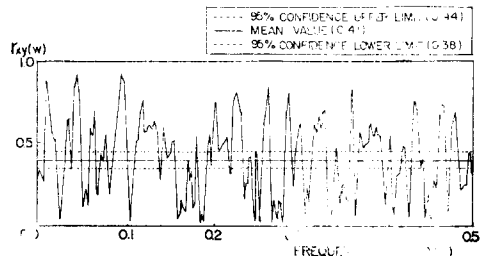


그림 10. 流量-COND의 coherence 函數

미약하나마 1日 정도 차이로 水質因子에게 미치는 것으로 해석된다.

특히 流量과 溶存酸素의 경우 相關係數가 負로 나타나는 것은 流量이 증가하면 DO는 감소하고 流量이 감소하면 DO는 증가하는 것을 의미하나 일반적으로 DO는 불순물 농도의 증가와 더불어 증가하며 수온이 증가하면 감소하므로 水文學的 立場에서 볼 때 불순물 농도는 流量의 증가에 좌우되므로 결국 流量보다 수온의 변화에 의한 영향을 더 많이 받는 것으로 해석된다.

또한 그림 9, 10의 coherence 函數에서도 流量과 DO, 流量과 COND 사이의 相關은 相互相關係數와 다소 차이는 있으나 약하게 나타남을 알 수 있었다.

5.3. 調和分析

推計學的 無作爲 成分에 대한 模型 검정을 위한 調和分析는 식 (9)를 이용하여 power spectrum으로 구한 週期成分(調和成分)을 원래의 時系列에서 하나씩 제거하였으며 그 과정은 <表 1>과 그림 1~6과 같다.

이 과정으로부터 처음 12個月 調和成分을 제거하였을 때의 殘存系列에 대한 spectrum에서 나머지 6·4·3個月 調和成分의 spectrum이 원래 時系列에서 보다 다소 크게 나타남을 알 수 있었다.

이는 <表 1>에서와 같이 12個月 調和成分이 全體 時系列에 寄與하는 寄與度(explained variance)가 매우 크게 나타났으나 이를 제거함으로써 나머지 6·4·3個月 調和成分이 時系列에 寄與하는 寄與도가 상대적으로 증가하였음을 의미하며 Quimpo²⁾도 이러한 사실을 밝힌 바 있다.

5.4. 線型回歸模型의 적용성 검토

系列發生 및 豫測手段인 模型의 적용성 검토는 日資料를 사용하여야 하나 computer 사용시간의 과다 및 자료의 부족으로 月資料를 사용하였으며 調和分析으로 週期成分을 완전히 배제한 推計學的 成分만에 의한 auto-correlogram으로부터 流量은 그림 1(e)와 같이 1次 및 2次 Markov 模型과, DO와 COND는 각각 그림 2(e)와 3(e)와 같이 1次 Markov 模型과 비교적 흡사하였으며, 流量과 水質因子 사이의 相互回歸模型은 相互相關係數 및 coherence 函數로부터 相關이 약하게 나타나 이에 대한 검토는 생략하였다.

6. 結 論

本 研究에서는 水文學的 立場에서 自然河川에서의 流量과 水質因子의 통계적 특성 및 이들 사이의 相關關係를 究明하기 위하여 漢江 下流部 人道橋 지점에서의 流量, 溶存酸素, 電導도에 대하여 推計學的 解析技法인 自己 및 相互相關函數, power spectrum, cohere-

<表 1> 調和分析에 의한 分散值의 비교

時系列		流 量	DO	COND
Harmonics				
1	A	-330.63	1.01	-8.18
	B	-259.18	1.77	-17.38
	E. V.*	0.3273	0.3752	0.2900
2	A	-70.03	-0.09	9.05
	B	184.03	0.72	-5.11
	E. V.	0.0719	0.0473	0.0848
3	A	196.95	0.40	-10.80
	B	-37.55	0.23	-6.23
	E. V.	0.0745	0.0195	0.1221
4	A	-113.58	-0.78	1.88
	B	-27.37	0.12	1.92
	E. V.	0.0253	0.0570	0.0030
Variance Explained by 4 Harmonics		0.4990	0.4990	0.4990
Totar Variance Explained by Annual Cycle		0.5040	0.5150	0.5080

$$* E. V. (explained variance) = \frac{A_k^2 + B_k^2}{2S^2}$$

여기서 A_k, B_k 는 Fourier 係數
 S^2 은 時系列의 전체 散分

nce 函數, Markov 模型 등을 이용하여 얻은 결과를 요약하면 다음과 같다.

1. 自己相關係數 및 spectral density로부터 流量과 溶存酸素, 電導도는 明白한 1年 週期和 6·4·3個月의 週期를 가진다.

2. 流量變化에 따른 水質變化 豫測의 가능성 검토를 위하여 相互相關係數 및 coherence 函數를 구한 결과 이들 사이의 相關은 流量과 溶存酸素 사이에는 -0.17, 流量과 電導度 사이에는 0.22로 약하게 나타났고 尖頭가 지체 1日에서 모두 발생하므로 流量의 변화에 의한 영향이 미약하나마 1日 정도 차이로 水質因子에게 미치는 것으로 해석되며 溶存酸素의 경우 流量보다 水溫의 변화에 더 많은 영향을 받고 있음을 알았다.

3. 系列發生 및 豫測手段으로 調和分析에 의한 推計學的 成分에 대하여 線型回歸模型을 검토한 결과 流量은 1次 및 2次 Markov 模型과, 溶存酸素와 電導도는 1次 Markov 模型과 恰似함이 밝혀졌다.

參考 및 引用文獻

1. Bendat, J.S., Piersol, A.G. : *Random Data An-*

- alysis and Measurement Procedures*, John Wiley & Sons, Inc., PP. 1~36, 1971.
2. Fiering, M.B. and Jackson, B.B. ; *Synthetic Stream Flows*, American Geophysical Union, Water Resources Monograph 1, 1971.
 3. Granger, C.W.J. ; *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton Univ. Press, pp. 3~51, 59~69, 1964.
 4. Hino. M. ; *Introduction to the Informational Theories on Hydrology, part I. Improvement of the Predictability of Flood*, Technical Report No. 4 ; Part II -Correlation, *Spectra and Coherence of Rainfall-Runoff Process*, Technical Report No. 6, Dept. of Civil Engineering, Tokyo Institute of Technology, 1968.
 5. Kisiel, C.C. ; *Time Series Analysis of Hydrologic Data*, Advances in Hydrosience(Ed. Chow, V.T.) Vol. 5, 1969.
 6. Quimpo, R.G. ; *Stochastic Model of Daily River Flow Sequences*, Colorado State Univ. Hydrology Papers No. 18, 1967.
 7. Quimpo, R.G. ; *Auto-correlation and Spectral Analysis in Hydrology*, J. of Hydraulics Div ASCE, HY2 PP. 363~373, March, 1968.
 8. Quimpo, R.G. ; *Link between Stochastic and Parametric Hydrology*, J. of Hydraulics Div. ASCE, HY 3, P. 461, March 1973.
 9. Rodriguez-Iturbe, I. ; *The Application of Cross-spectral Analysis to Hydrologic Time Series*, Colorado State Univ. Hydrology Paper No. 24, 1967.
 10. Wastler, T.A. & Walter, C.M. ; *Statistical Approach to Estuarine Behavior*, J. of sanitary Eng. Div. ASCE, SA 6, PP. 1175~1194, DEC, 1968.
 11. Yevjevich, V. ; *Stochastic Processes in Hydrology*, Water Resources Publications, Fort Collins, 1972.
 12. 尹泰勳 ; 應答函數에 의한 흐름의 豫測, 大韓土木學會誌 23-1, 1975. 3.
 13. 鮮于仲皓 ; Spectral Density에 의한 韓國月降水量의 週期性分析, 大韓土木學會誌 24-3, 1976. 9.
 14. 金永漢 · 鮮于仲皓 ; 韓國水文資料에 대한 Cross-Spectrum 分析, 大韓土木學會誌 26-1, 1978. 3.
 15. 南宣祐 ; 非線型解析에 의한 河川流出의 豫測에 관한 研究, 博士學位論文, 高麗大學校大學院, 1981. 1.