

河川の 日別 水温差에 對한 推計學的 特性

安 鈴 美 · 李 弘 根

서울大學校 保健大學院

Stochastic Properties of Daily Temperature in Rivers

Ryong Me Ahn, Hong Keun Lee

School of Public Health, Seoul National University

ABSTRACT

The stochastic characteristics of the daily range of water temperature variation was analyzed by employing the techniques of autocorrelation coefficient, autoregressive model and cross-correlation model.

These time series included daily observations on maximum and minimum values of water temperature and air temperature. The measurement was made by automatic recording instrument at Gu-yee and Dook-do in Han River, and at Waegwan and Gu-mi in Nackdong River in 1981.

As a result of this study, it was found that

- (1) The correlogram of daily water temperature ranges ΔAT_i and daily air temperature ΔAT_i at Gu-mi and Gu-yee showed the exponential curves.
- (2) The most high frequency values of ΔAT_i and ΔWT_i were 11°C and 0.5°C respectively at every measuring site.
- (3) The correlation coefficients between the daily mean air temperature AT_i and the daily mean water temperature were fairly high as 0.966 at Dook-do and 0.949 at Gu-yee, but the correlation coefficients between ΔAT_i and ΔWT_i were very low as 0.1074 at Gu-yee and 0.0324 at Dook-Do.
- (4) It was analyzed that the most adequate autoregressive model of the four types were $\hat{X}_{i+1} = (1 - \rho_1)\bar{X} + \rho_1 \hat{X}_i + \rho (1 - \rho_1^2)^{1/2} \epsilon_i$ type at Gu-yee and Dook-do, and $\hat{X}_{i+1} = (1 - \rho_1)\bar{X} + \rho_1 X_i + \rho (1 - \rho_1^2)^{1/2} \epsilon_i$ type at Waegwan and Gu-mi.
- (5) The most adequate simple regressive model of the four types for predicting ΔWT_i was $\hat{Y} = (1 - r)\bar{Y} + r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} X_i + \sigma_y (1 - r^2)^{1/2} \epsilon_i$ at Gu-yee and Dook-do in the view of matching the probability density function of original time series, and $Y = (1 - r)\bar{Y} + r \frac{\sigma_y}{\sigma} \epsilon_i$ type or $Y = (1 - r)\bar{Y} + \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \hat{X}_i + \sigma_y (1 - r^2)^{1/2}$ type at each site in the view of closing to the mean value of the original time series.

I. 緒 論

河川의 水温狀態는 가장 큰 영향을 미치는 氣溫 등의 自然條件과 都市下水, 工場廢水, 農業排水 등의 人爲的인 環境條件에 의해 계속 變化하고 있다.¹⁴⁻¹⁷⁾ 또 이는 物理的인 要因, 化學的인 要因과 物理學的인 要因에 의해 영향을 받는다.¹⁴⁻¹⁸⁾ 時間에 따라 變化를 보이는 水温은 위의 諸現象의 相互作用으로 因하여 그 原因을 正確히 糾明하기는 不可能하나, 크게는 一個年 동안에 季節的인 變化의 週期性을 가지고 있으며, 1日, 每期間別로 時間的인 週期性을 보이고 있다.¹³⁾ 이러한 週期成分外에도 說明할 수 없는 確率的成分이 水温現象의 時系列에 포함되어 있기 때문에 連續的으로 測定된 水温의 時系列은 推計學的인 變量(Stochastic Variables)으로 看做될 수 있다.

水質資料의 推計的인 分析은 1960年代부터 시작되었는데 1970년에 Morse³⁾는 1次 확정모형에 기상자료와 유체-수리자료를 적용하여 Columbia 江에서의 水温을 豫測하였고, 1976년에 Long⁵⁾은 外部에서 熱汚染이 들어왔을 때 水温이 증가될 것을 豫測하여 Fourier Series를 利用하여 60日間の 平均水温을 算出하였다. 1977년에 Song¹⁾은 氣溫差에 영향을 받는 水温差를 變數로 하여 自己回歸模型을 만들어 水温差를 豫測하게 했으며 1981년에 Richardson⁴⁾은 日別 降雨量, 最高, 最低 氣溫을 變數로 하여 Markov 指數模型을 적용시켜 降雨量을 豫測하였다. 國內에선 李¹²⁻¹³⁾가 1977년에 Spectral Density를 利用한 DO의 時間的 變動分析을 하였고, 1982년에 Fourier Series와 Spectral Density를 利用한 時間的 週期성과 日別 DO時系列의 成分을 ARIMA 模型에 의해 分析하였다.

우리나라의 河川水質에 對한 研究는 測定資料의 貧困으로 活潑하게 進行되지 못하여

河川水質의 變動狀態가 具體的으로 把握되지 못하는 實情이다. 水温은 水温差를 豫測함으로써 湖河性 魚類 등 水資源에 영향을 준다.³⁾ 이러한 관점에서 다음과 같은 사항을 分析 檢討하고자 하였다.

첫째, 日別 水温差의 變動狀態를 把握하고, 둘째, 日別 氣溫差가 水温差에 미치는 影響을 糾明하여,

세째, 水温差의 自己回歸模型과 回歸模型의 評價하는 것이다.

II. 分析技法과 水質模型의 理論

一般的인 自然現象, 特히 水温이나 氣溫같은 環境現象은 時間이 經過함에 따라 變化한다. 그러므로 環境變化 狀態의 推定은 確定的인 보다는 推計論的인 模型을 適用시키는 것이 바람직하다.¹³⁾

本 研究에 使用된 資料는 水質自動測定網資料와 중앙관상대 氣象月報의 最高水温(WTmax), 最高氣溫(ATmax), 最低水温(WTmin.), 最低氣溫(ATmin.)을 利用한 것이며, 日別 平均水温, 氣溫, 日別 水温差와 氣溫差는 아래와 같이 計算하여 分析에 使用하였다.

$$WT_i = \frac{1}{2} (WT_{max} + WT_{min}) \quad (1)$$

$$AT_i = \frac{1}{2} (AT_{max} + AT_{min}) \quad (2)$$

$$\Delta WT_i = WT_{max} - WT_{min} \quad (3)$$

$$\Delta AT_i = AT_{max} - AT_{min} \quad (4)$$

日別 溫度資料는 하나의 時系列이며, 이는 週期成分(seasonally periodical component)과 確率成分(random component)의 合으로 나타낼 수 있다.

$$WT_i = \overline{WT}_i + WT'_i \quad (5)$$

$$AT_i = \overline{AT}_i + AT'_i \quad (6)$$

$$\text{Where) } \overline{WT}_i = A_1 + B_1 \sin \frac{2\pi i}{365} + C_1 \cos \frac{2\pi i}{365} \quad (7)$$

$$\overline{AT}_i = A_2 + B_2 \sin \frac{2\pi i}{365}$$

$$+ C_2 \cos \frac{2\pi i}{365} \quad (8)$$

WT'_i 와 AT'_i 는 random component

1. 相關係數

(1) 相關係數(correlation coef., r)

X와 Y 時系列의 線型關係의 強度를 測定하여 두 時系列의 相關係數를 說明하는데 重要한 統計量이 되며¹⁹⁾ X와 Y의 母集團相關係數(population coef. of correlation)는 다음과 같이 定義한다.

$$\rho_{xy} = \frac{\text{Cov.}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var.}(X) \text{Var.}(Y)}} \quad (9)$$

이때, Cov.(X, Y)는 母集團의 共分散이고, Var.(X), Var.(Y)는 變數 X, Y의 分散이다. x, y 標本時系列 集團(資料數N)의 相關係數는 아래와 같다.

$$r = \frac{S(x, y)}{S_x S_y} \quad (10)$$

$-1 < r < 1$

여기서 S(x, y)는 x, y 標本時系列의 共分散, S_x, S_y 는 x, y 標本時系列의 標準偏差

(2) 自己相關係數(Autocorrelation coef., r(k))

時系列의 特續性 또는 相關係數를 판단하고 數學的인 模型의 刑態決定과 時系列의 週期性을 決定하기 위해 많이 使用하며, $r(k)$ 와 lag time에 對한 直교좌표상의 曲線인 correlogram은 原時系列 X_t 의 週期를 찾는 데 利用된다. 自己相關係數 $r(k)$ 는 이산형 시계열의 경우, k 만큼 지체된 時計列의 自體變數 사이에 存在하는 相關係數이며 지체시간이 k인 $\rho(k)$ 의 推定量 $r(k)$ 는 다음과 같다.⁶⁻¹⁰⁾

$$r_k = \frac{C_k}{C_0} \quad (11)$$

$$C_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X}) \quad (12)$$

$$C_0 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-1} (X_t - \bar{X})^2 \quad (13)$$

自己相關係數는 ρ_k 와 ρ_{-k} 가 같아 $k=0$ 에서 대칭이므로 一般的으로 correlogram은 函數의 반쪽인 0 이상만 그린다.¹⁰⁾

時系列의 相關係數, 即 時系列에서 지체 k 사이의 相關係數가 存在하는 것은 어느 時點 t의 變數 X_t 가 지체 k 時間後의 X_{t+k} 에 영향을 미치는 것을 意味하고 相關係數가 存在하지 않으면 지체 k의 變數間에 서로 從屬關係가 없는 獨立的인 것을 意味한다. 時系列間에 相關係數가 없는 것은 獨立時系列이 되고, 있는 것은 從屬時系列이 된다.

時系列 X_t 가 獨立的인 時系列 여부를 判斷하기 위하여 信賴限度 α 에서 $r_k = 0$ 인 有意性的인 檢定을 實施한다. Anderson²⁾은 有意基準 α 에 對한 信賴限度(Confidence Limit)L(α)을 다음 式과 같이 提示하였다.

$$L(\alpha) = \frac{-1 \pm n_\alpha \sqrt{N-K-2}}{N-K-1} \quad (14)$$

여기서 n_α 는 α 에 對한 正規分布의 標準偏差로 α 가 95%일 때 n_α 는 1.96으로 주어진다.

2. 模型의 選定

지금까지 여러 가지 型態의 推計學的인 模型이 推計學的인 時系列을 推論하기 위해 提案되었다. 여기서는 ΔWT_i 를 豫測하기 위한 自己回歸模型과 交叉回歸模型을 選定하기 위하여 $\Delta AT_i, WT_i$ 2개의 變數를 利用하였다.

(1) 自己回歸模型

$$\textcircled{1} \text{ type 1: } \hat{x}_{i+1} = (1 + \rho_1) \bar{x} + \rho_1 x_i \quad (15)$$

여기서 ρ_1 : lag time $k=1$ 인 原時系列의 自己相關係數
 \bar{x} : 原時系列의 平均

$$\textcircled{2} \text{ type 2: } \hat{x}_{i+1} = (1-\rho_1)\bar{x} + \rho_1 x_i + \sigma (1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}} \varepsilon_i \quad (16)$$

여기서 ε_i : Standard normal variable, $N(0,1)$

$$\textcircled{3} \text{ type 3: } \hat{x}_{i+1} = (1-\rho_1)\bar{x} + \rho_1 \hat{x}_i \quad (17)$$

여기서 \hat{x}_i 는 x_i 의 推定値로 type 1에서 算出된 값

$$\textcircled{4} \text{ type 4: } \hat{x}_{i+1} = (1-\rho_1^{\frac{1}{2}})\bar{x} + \rho_1^{\frac{1}{2}} \hat{x}_i + \sigma(1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}} \varepsilon_i \quad (18)$$

(15)式的 推定値의 標準誤差는 $\sigma_s = \sigma(1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}}$ 인데, 이 推定値의 標準誤差란 推定된 \hat{x}_i 의 값과 原資料 x_i 값의 差의 標準偏差를 말하며, x_i 값이 推定値 \hat{x}_i 에 가까울 수록 σ_s 는 작아져 0에 가깝고 멀수록 σ_s 는 커진다.

(15)式的 推定値는 不正確한 標準偏差를 가지고 있기 때문에 標準誤差에 random term을 곱한 값을 더하여 type 2(16)式을 만든다. 만일, 原時系列資料가 아닌 推定資料로만 時系列을 算出하려면, type 3(17)式이나 type 4(18)式을 使用하면 된다. type 3(17)式 推定値는 原時系列과 相關없이 \bar{x} 에 접근하므로 좋지 않은 模型이고, type 4(18)式은 標準誤

차값이 큰 短點이 있으나, 精確한 平均, 標準誤差와 相關係數값을 갖는다.

각 type의 統計的 特性을 정리하면 Table 2-1과 같다.

(2) 回歸模型

$$\textcircled{1} \text{ type 1: } \hat{y} = (1-r)\bar{y} + r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x_i \quad (19)$$

여기서 r 은 原時系列 資料(x, y)의 相關係數이고, σ_x, σ_y 는 x 와 y 의 標準偏差이다.

$$\textcircled{2} \text{ type 2: } \hat{y} = (1-r)\bar{y} + r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x_i + \sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}} \varepsilon_i \quad (20)$$

$$\textcircled{3} \text{ type 3: } \hat{y} = (1-r)\bar{y} + r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \hat{x}_i \quad (21)$$

$$\textcircled{4} \text{ type 4: } \hat{y} = (1-r)y + \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \hat{x}_i + \sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}} \varepsilon_i \quad (22)$$

type 1(19)式이 最小의 標準誤差를 가지고 있으나, 標準偏差값이 너무 적고, \hat{r} 값이 커서 推論하는데는 적당하지 않다. type 1의 標準誤差 $\sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}}$ 에 random term을 곱하여 만든 type 2(20)式的 標準誤差는 type 1(19)式에 비해 크지만, 統計的 特性이 잘 맞아, 推論하는 데는 적당하다.

Table 2-1. Summary of Statistical Characteristics of Synthetic Data (First-Order Auto-Regression Model)

Model type	S. D.	$\hat{\rho}_1$	σ_s
1	$\rho_1 \sigma$	ρ_1	$\sigma(1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}}$
2	σ	ρ_1^3	$\sqrt{2} \sigma(1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}}$
3	0	1	σ
4	σ	ρ_1	$\sqrt{2} \sigma$

Table 2-2. Summary of Statistical Characteristics of Synthetic Data (Linear Cross Regression Model)

Model type	S. D.	\hat{r}	σ_s
1	$r\sigma_y$	1	$\sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}}$
2	σ_y	r	$\sqrt{2} \sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}}$
3	$r\sigma_y$	i	$\sigma_y(1-2rr'+r^2)^{\frac{1}{2}}$
4	σ_y	r	$\sqrt{2} \sigma_y(1-rr')^{\frac{1}{2}}$

type 3과 4는 入力資料를 넣어 만든 것이며, type 1, 2보다 原時系列에 더 잘 맞는다. type 3 (22) 式의 標準誤差는 $\sigma_e = \sigma_y (1 - 2rr' + r^2)^{\frac{1}{2}}$ 인데 이때 r' 는 (\hat{x}, y) 의 相關係數이다. 만일 \hat{x} 가 推定值의 標準誤差 σ_{e_x} 를 갖는 線型回歸 方程式에 의해 算出되었다면 r' 는 다음과 같이 계산된다.

$$r' = \frac{r}{(1 + \frac{\sigma_{e_x}^2}{\sigma_x^2})^{\frac{1}{2}}}$$

각 type의 統計的 特性을 정리하면 Table 2-2와 같다.

III. 分析資料

本 研究에 利用된 資料는 自動水質測定機가 設置되어 있는 구의, 독도, 구미, 왜관의 정수장이고, 氣象資料는 중앙관상대의 기상월보에서 얻었으며, 기간은 1981年 3月~12月까지이다.

1. 測定地點

(1) 구의 : 천호대교 上流 1.3km 地點에 구의 정수장의 취수장이 위치하는데 이 취수장의 上流에는 덕수지역의 工團이 있어 汚染의 우려가 있는 곳이나, 水質은 比較的 양호한 편이다. 이 지점은 漢江上流의 汚染의 감시와 上水源으로 적합한지를 감시할 目的으로 自動測定機가 設置된 重要한 地點이다.

(2) 독도 : 永東橋下流의 水源池 一帶의 流水狀態는 比較的 均一하고 3km 上流에서 汚染된 炭川의 排水가 이 地點의 水質을 不良하게 하고 있다. 이 곳에서 淨水된 물은 서울시 일원에 보급되므로 수질 감시가 요청되는 重要한 地點이어서, 自動測定機가 設置되어 있다.

(3) 구미 : 구미 취수구에서 정수장까지의 거리는 약 6km이며 정수장에 自動測定機가 設置되어 있다. 취수장이 구미공단의 上流에 위치하여 水質은 매우 양호한 편이다.

置하여 水質은 매우 양호한 편이다.

(4) 왜관 : 왜관철교 왼쪽에 왜관 취수구가 있는데, 이 곳은 구미공단의 폐수가 流入된지 12km 되는 곳이어서 오염이 우려되는 곳이다. 따라서 공장폐수가 流入되기 前地點인 구미 정수장과 流入後의 왜관 정수장의 연속측정은 水質監視에 도움을 줄 것이다.

2. 資料의 選定

水溫은 可能한 缺測이 없는 期間을 利用하였고, 異常資料나 缺測資料는 最小自乘法에 의한 2次 傾向線의 適合計算式²¹⁾에 의해 計算하여 보정했다. 氣溫은 漢江水系로는 서울지역의 氣溫을 利用하였고, 洛東江水系의 구미는 선산지방의 氣溫을, 왜관은 大邱지방의 氣溫을 利用²²⁾ 하였으며, 缺測資料는 없었다.

IV. 水質變動의 特性分析

1. 日別 水溫差의 Correlogram

各 地點의 日別 時系列 資料를 가지고, (11) 式을 利用하여 lag time 40까지의 ΔWT_i 에 대한 自己相關係數를 구하였으며, 앞으로 使用될 模型에 利用하였다.

구의, 독도地點의 自己相關係數는 lag time 이 1일때 各各 $\rho_1 = 0.5008$, $\rho_{11} = 0.0753$ 이고, 구미와 왜관 地點의 自己相關係數는 lag time 이 1일때 各各 $\rho_1 = 0.6810$, $\rho_{11} = 0.3388$ 로 비교적 높은 편이다. Fig. 4-1, 2(구의, 독도地點)를 보면, 구의는 lag time 20에서 높은 값을 보이는데 이는 20일에 영향을 미치는 어떤 要因이 있을 것으로 생각되나, 독도의 相關係數는 모두 신뢰한계에서 제외된 값을 보여 random 한 경향을 보인다. 또, Fig. 4-3, 4(구미, 왜관의 Correlogram)을 보면, 구미는 指數曲線을 나타내는데 反해 왜관은 lag time 이 9일과 26일에서 높은 값을 보인다.

위의 結果로 미루어 볼 때, 구의와 구미가

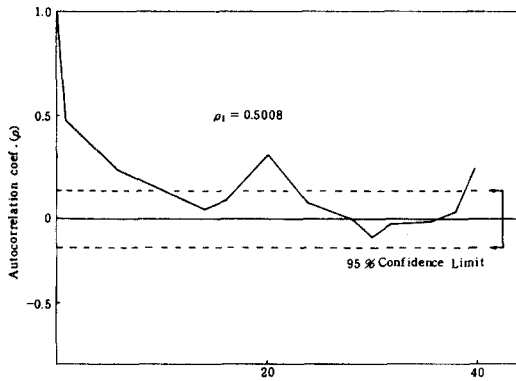


Fig. 4-1. 구의(1981年8月1日~12月31日)의 ΔWT_i Correlogram

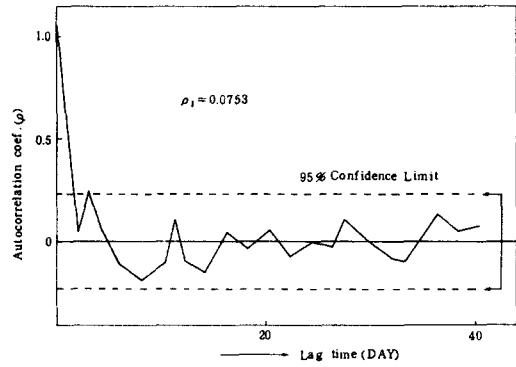


Fig. 4-2. 독도(1981年8月1日~11月9日)의 ΔWT_i Correlogram

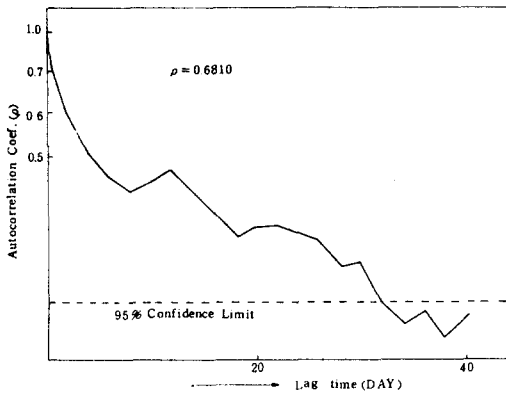


Fig. 4-3. 구미(1981年3月1日~10月31日)의 ΔWT_i correlogram

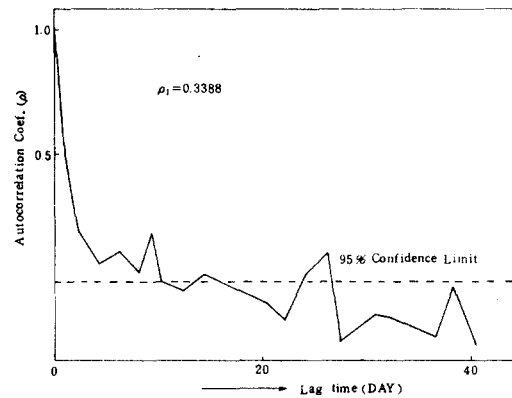


Fig. 4-4. 왜관(1981年5月15日~9月30日)의 ΔWT_i 의 correlogram

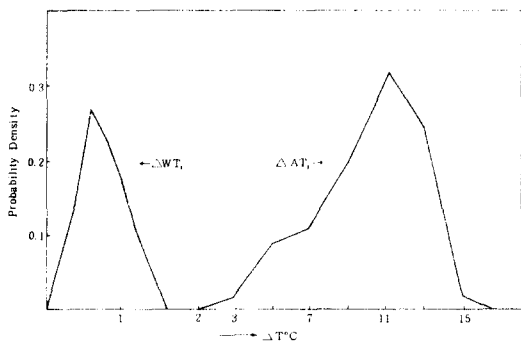


Fig. 4-5. 구의(1981年8月1日~12月31日) $\Delta T^{\circ}C$ Probability Density

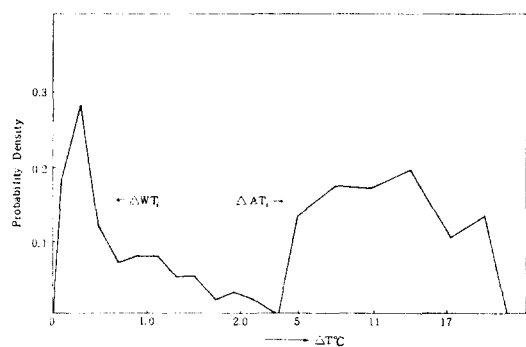


Fig. 4-6. 구미(1981年3月10日~10月) $\Delta T^{\circ}C$ Probability Density

독도와 왜관에 비해 일정한 경향을 보이는 것을 알 수 있는데, 이는 구미의 경우에는 구미공단 上流에 位置하여 工場廢水의 영향을 받지 않고 있는 反面(왜관은 구미공단의 廢水가 流入된지 12km 下流에 位置), 구의는 漢江의 上流로 家庭下水의 영향을 받지 않기 때문인 것 같다.(독도는 炭川의 영향을 많이 받는다.) 즉, 구미와 구의는 汚染이 덜 된 地域에 있어 自然現象(氣溫)에 영향을 많이 받는 것을 알 수 있다. 따라서 구의와 구미는 水溫差自體가 서로 영향을 많이 받고 있으며, 指數曲線과 비슷한 경향을 보이므로 ΔWT_i 의 時系列은 1次 回歸模型에 가까운 것으로 생각한다.

2. 日別 水溫差(ΔWT_i)와 氣溫差(ΔAT_i)의 確率密度 分析

水溫差와 氣溫差의 확률밀도 분포는 各 地點의 水溫差와 氣溫差의 분포상태와 그 차이를 알기 위해 실시하였다.

4 個地點의 測定期間과 資料數(N=101~245)가 매우 다름에도 불구하고, ΔWT_i 는 0

~4°C 정도이고 ΔAT_i 는 2~20°C 정도였다.

ΔWT_i 와 ΔAT_i 의 확률밀도 그림(Fig. 4-5~6)에서 보면 ΔAT_i 는 11°C 정도가, ΔWT_i 는 0.5°C 정도가 가장 많은 것을 알 수 있다. 즉, 日別 氣溫差가 11°C 정도일 때, 日別 水溫差가 0.5°C 정도를 나타냄을 추측할 수 있다.

이러한 水溫差에 對한 확률밀도분포는 水溫差에 민감한 溯河性魚類등 水資源을 보호³⁾하는데 도움을 줄 것으로 믿는다.

3. 日別 各 項目間의 相關性

相關性 分析에 利用된 資料는 各 地點에서 連續測定된 水溫平均, 水溫差, 氣溫差平均과 氣溫差의 4 個 項目인데, (10)式을 利用한 各 項目間의 相關行列(Correlation Matrix)은 表 4-1, 2와 같다.

氣溫平均과 水溫平均의 相關係數 $r_{AT_i-WT_i}$ 는 구의가 0.9664이고 독도가 0.9487로 李¹³⁾의 相關係數 0.957(1976, 노랑진)과 비슷한 값을 보이고 있다. $r_{\Delta AT_i-\Delta WT_i}$ 는 구의가 0.1074, 독도가 0.0324의 작은 값을 보이는데,

Table 4-1. 各 項目間의 相關行列(1981年)

독도	구 의	WT_i	AT_i	ΔWT_i	ΔAT_i
WT_i			.9664	.3538	.1423
AT_i		.9487		.3243	.0904
ΔWT_i		.0039	-.0177		.1074
ΔAT_i		.0004	.0681	.0324	

註: 윗 부분은 구의, 아랫 부분은 독도

Table 4-2. 各 項目間의 相關行列(1981年)

왜 관	구 미	WT_i	AT_i	ΔWT_i	ΔAT_i
WT_i			.9378	-.0042	-.2586
AT_i		.8896		.0151	-.2121
ΔWT_i		-.4063	-.3057		.2869
ΔAT_i		-.1493	-.0801	.0959	

註: 윗 부분은 구미, 아랫 부분은 왜관

이 두 값의 母相關係數 $\rho=0$ 의 檢定에서 구의는 有意한 結論을 얻었으나, 獨도는 얻지 못했다. 또, 水温平均의 $r\Delta WT_i - WT_i$ 는 구의가 0.3243, 獨도가 0.0177로 $\rho=0$ 의 檢定에서 구의는 有意한 結果를 얻었으나, 獨도는 有意한 結果를 얻지 못했다. 이렇게 구의는 유의한 結果를 보이는데 비해 獨도는 有意한 結果를 얻지 못하는 理由는 구의(1981年 8月~12月)는 水温이 높고 氣温差가 비교적 적은 여름에는 일정한 수온차(1°C)를 보이다가, 水温이 낮고 氣温差가 큰 겨울(11月~12月)에는 작은 水温差(0~0.5°C)를 보여, 相關關係가 成立하는 반면, 獨도(81年 8月~11月 9日)는 水温이나 氣温差의 變動에 相關없이 일정한 水温差(1°C정도)를 갖기 때문으로 생각한다.

氣温平均과 水温平均의 相關係數는 구미가 0.9378, 왜관이 0.8896으로 漢江水系와 비슷한 값을 보였다. 水温과 氣温의 相關係數는 各河川의 熱容量, 水面積, 熱傳達係數 등의 變化에 따라 달라질 것으로 豫想된다.⁵⁾

水温差와 氣温差의 相關係數는 구미가 0.2869, 왜관이 0.0959는 母相關係數 $\rho=0$ 의 檢定에서 구미는 有意한 結果를 얻었으나, 왜관은 얻지 못했다. 그 理由는 水温이 증가해도 水温差는 일정한 값(1.6~2.0°C)를 유지하기 때문인 것 같다. 또, 구미와 왜관의 水温差와 水温平均의 相關係數는 各各 $\Delta WT_i - WT_i = -0.0042$, 母相關係數 $\rho=0$ 의 檢定에서 왜관은 有意한 結果를 얻었으나, 구미는 有意한 結果를 얻지 못했다.

그 理由는 왜관의 경우(1981年 5月 15日~9月)는 水温이 높은 7~8月에는 水温差가 매우 적고(1°C 정도), 수온이 비교적 낮은 5, 6, 9月の 水温差가 커서(3°C) $r\Delta WT_i - WT_i$ 값이 逆相關係를 갖는 것으로 생각된다. 그러나, 구미의 경우는 水温差의 경우 4月末에서 6月初에는 큰 변동(2.5°C~5°C)을 보이지만,

그 외의 期間에는 水温이 증가하거나, 감소해도 水温差에는 큰 변화가 없다. 따라서 수온차와 水温平均에 對한 母相關係數는 有意하지 않은 結論 즉, 水温差는 서로 영향을 받지 않는다는 결론을 내릴 수 있다고 생각된다.

V. 模型의 檢討

適用한 模型의 選擇基準은 推定資料와 原時系列을 비교해 볼 때 平均이 거의 같고, 標準偏差가 너무 크지 않아야 하며, 推定值의 標準誤差가 작은 것을 이 論文에서는 擇하였다. 選擇方法은 χ^2 檢査와 4-2章에서 시도한 확률분포도를 利用하였다. 原時系列과 推定資料의 확률분포를 그려, 原時系列에 가장 접근하는 時系列을 적합모형으로 看做하는 것이다. Song¹⁾은 模型의 選定은 그 模型을 使用하는 目的에 따라야 한다고 했는데, 만일 비슷한 統計의 特性을 가진 推定資料를 算出해내려는 目的이라면 random term이 반드시 模型에 포함되어야 하나, 最小의 誤差를 가진 豫測을 위한 目的이라면 random term이 반드시 필요하지는 않다고 했다.

1. 自己回歸模型

自己回歸模型은 ΔWT_i 를 變數로 하고, (15)~(18)式을 適用시켜 水温差를 豫測하는데 가장 적합한 模型을 選定하기 위해 實施하였다.

(1) 구의, 獨도지점

原時系列資料와 各 模型의 推定值의 확률밀도곡선을 비교해보면(Fig. 5-1), 2, 4 模型이 原時系列 資料와 類似함을 알 수 있다. χ^2 검정 결과 구의, 獨도지점은 2, 4 模型이 모두 $P=0.05$ 로 原時系列에 適合한 것으로 나타났다. 標準誤差가 4 模型보다 2 模型이 작으므로, 獨立變數 \hat{x} 를 算出해서 模型에 適用해야 하는 不便함은 있으나, 各 지점의 ΔWT_i 時系列을 豫測하는데 적합한 模型은 4 模型이라 하겠다.

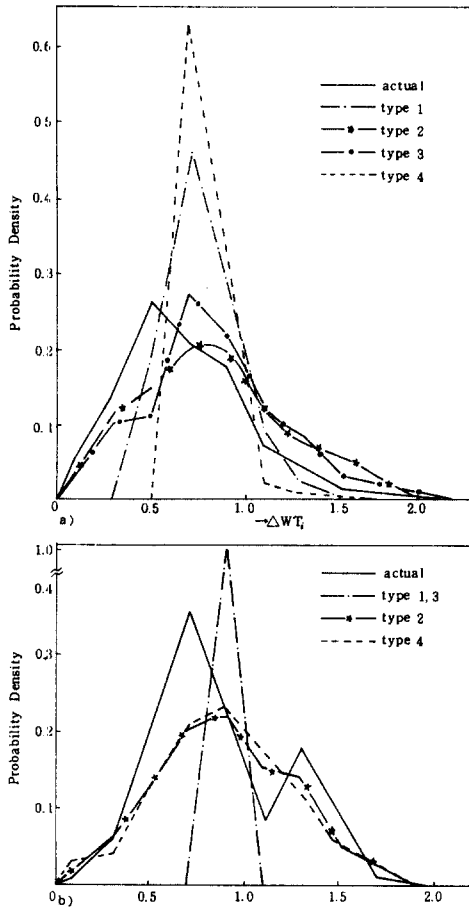


Fig. 5-1. a) 구의 b) 독도에서의 原時系列과 推定資料의 확률밀도 분포도 ($\Delta WT_i, -\Delta WT_i$)

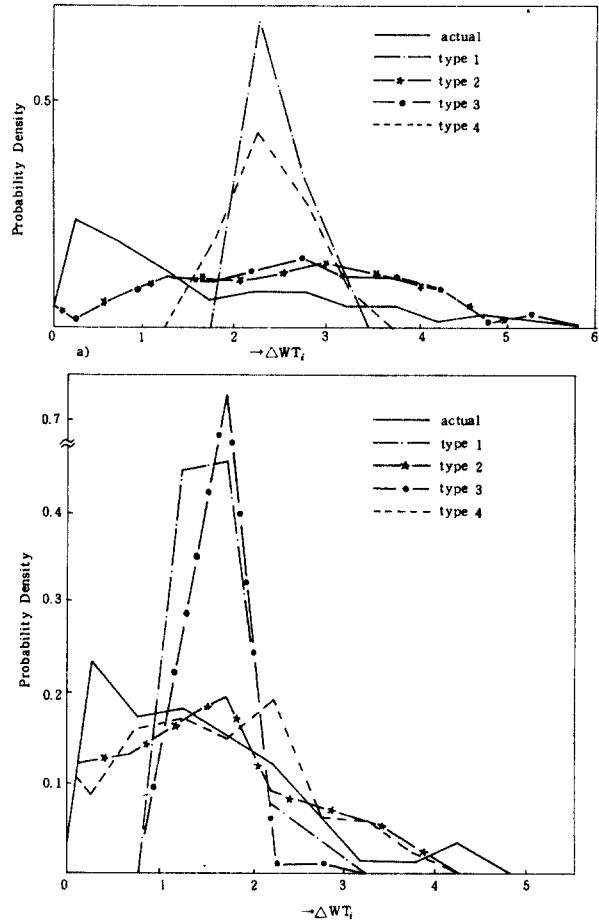


Fig. 5-2. a) 구미 b) 왜관에서의 原時系列과 推定資料의 확률밀도 곡선 ($\Delta WT_i, -\Delta WT_i$)

(2) 왜관, 구미지점

왜관, 구미지점도 Fig. 5-2의 확률밀도곡선에서 보면 2, 4 모델이 原時系列과 類似함을 알 수 있다. χ^2 검정 결과 2 모델만이 유의수준 5%에서 原時系列에 適合한 것으로 나타났다. 原時系列 資料와 推定資料를 비교하기 위한 확률밀도 그림은 Fig. 5-1, 2와 같다.

2. 回歸模型

回歸模型은 ΔAT_i 와 WT_i 를 變數로 (19) ~ (22) 式을 利用하여, ΔWT_i 를 豫測하기 위

해 사용되었다. 왜관지점은 4장에서 分析한 correlogram의 結果에서 나타났듯이 不規則한 狀態를 보였으므로, 回歸模型의 적용에서는 제외시켜 구의, 독도, 구미 3 지점에 對해서만 模型選定을 시도하였다.

(1) 구의, 독도지점

$\Delta WT_i \sim WT_i, \Delta WT_i \sim \Delta AT_i$ 模型에서 1, 3 모델은 原時系列의 平均 근처에 큰 확률밀도를 보이고 있어, 原時系列의 平均을 豫測하는데 도움을 줄 것이다. 2, 4 모델은 모두 原時系列과 확률밀도 곡선이 類似하고 χ^2 검정

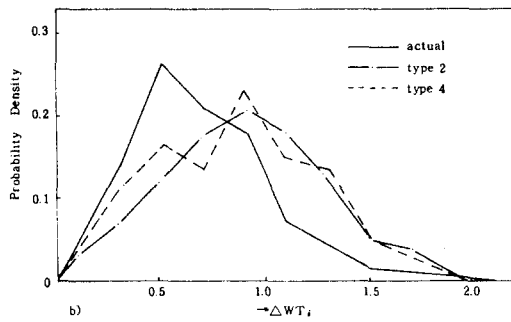
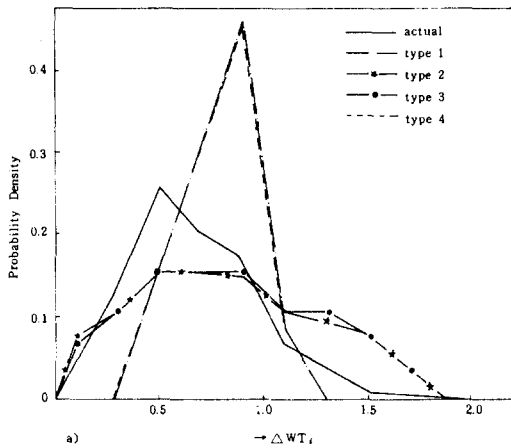


Fig. 5-3 구의(1981年8月~12月)에서의
 原時系列과 推定資料의 확률밀도곡선의 비교.
 a) $\Delta WT_i - WT_i$ 模型
 b) $\Delta WT_i - \Delta AT_i$ 模型.

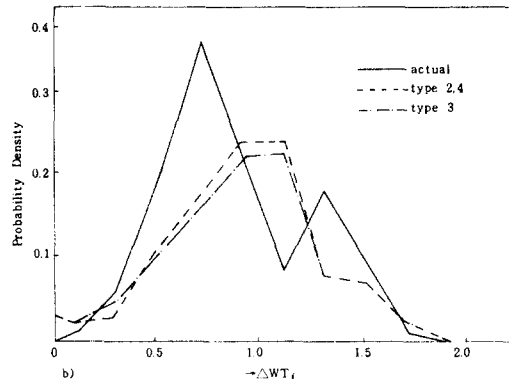
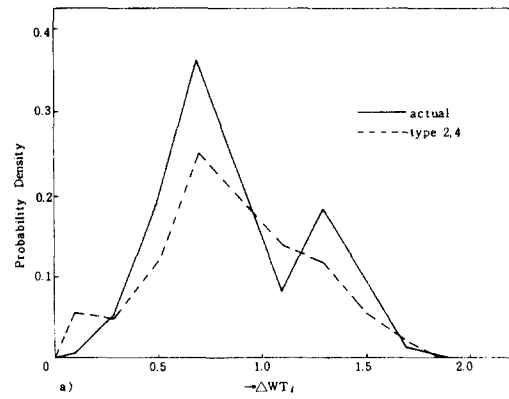


Fig. 5-4 독도(1981年8月~11月9日)에서의
 原時系列과 推定資料의 확률밀도곡선의 비교.
 a) $\Delta WT_i - WT_i$ 模型
 b) $\Delta WT_i - \Delta AT_i$ 模型

Table 5-1. 各地點에 對한 回歸模型의 特性(1981年)

模型形態	平均			標準偏差			相關係數			標準誤差		
	a	b	c	a	b	c	a	b	c	a	b	c
$\Delta WT_i - \Delta AT_i$ 模型												
原時系列	.80	.80	.80	.40	.40	.40	.0966	.0324	.0324	-	-	-
type 1	.85	.85	.85	.00	.00	.00	1.0000	1.0000	1.0000	.40	.40	.40
2	.88	.89	.89	.44	.37	.37	-.0027	-.0318	-.0318	.56	.57	.57
3	.85	.85	.85	.00	.00	.00	1.0000	1.0000	1.0000	.40	.40	.40
4	.88	.89	.89	.44	.37	.37	.0706	-.0318	-.0318	.56	.57	.57
$\Delta WT_i - WT_i$ 模型												
原時系列	.80	.80		.40	.40		.3538	.0039	.0039	-	-	-
type 1	.81	.84		.14	.00		1.0000	1.0000	1.0000	.37	.40	.40
2	.79	.85		.47	.37		.4379	-.0426	-.0426	.53	.57	.57
3	.81	.84		.44	.00		1.0000	1.0000	1.0000	.39	.40	.40
4	.79	.85		.47	.37		.4375	-.0651	-.0651	.54	.57	.57

(註: a) 구의 b) 독도 c) 구미地點)

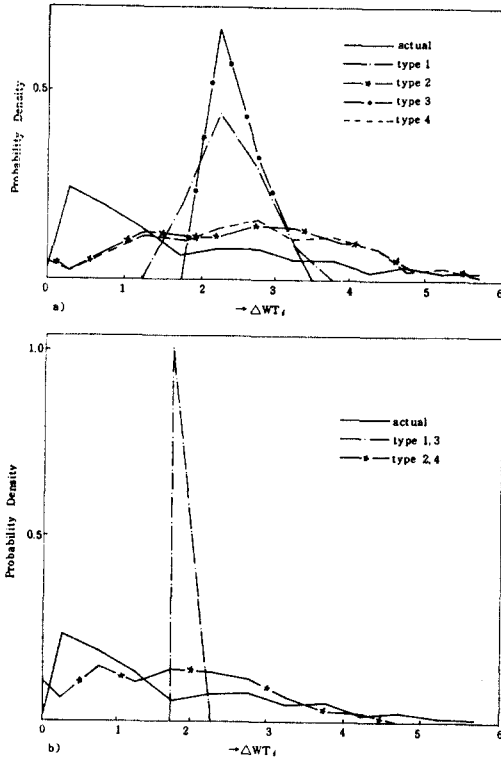


Fig. 5-5 구미(1981年3月~10月)에서의
實測資料와 推定資料의 확률밀도 곡선의 비교.
a) $\Delta WT_i, -WT_i$;
b) $\Delta WT_i, -\Delta AT_i$ 模型

결과 $P = 0.05$ 로 유의한 것으로 나타났으나,
2 模型의 標準誤差가 4 模型보다 더 작으므로
2 模型을 選擇하는 것이 좋겠다.

(2) 구미지점

$\Delta WT_i \sim WT_i$, $\Delta WT_i \sim \Delta AT_i$ 模型의 확률밀도
분포(Fig. 5-5)에서 1, 3 模型은 原時系列
의 平均(1.9°C) 부근, 즉 $1.5 \sim 2.5^\circ\text{C}$ 사이에
 $\Delta WT_i, -\Delta AT_i$ 模型은 68%, $\Delta WT_i, -WT_i$
模型이 100% 모여있어 역시 1, 3 模型은 平均
을 豫測하는데 적합한 模型임을 나타내고 있다.
2, 4 模型은 原時系列과 類似하나 χ^2 검정
결과 2, 4 模型 모두 5% 유의수준에서 유의
하지 않은 결과를 보였다. 3 個地點에 對해서
各 模型의 特性을 Table 5-1에 나타내었고,

原時系列 資料와 推定資料를 비교하기 위한 확
률밀도 그림을 Fig. 5-3~5에 나타내었다.

VI. 結 論

本 研究는 구의, 독도, 구미, 왜관에서 19
81 年에 自動水質測定機로 連續測定된 最高水
溫, 最低水溫과 同一한 地域에서 同一 期間에
測定된 最高氣溫과 最低氣溫의 時系列을 分析
하여, 水溫差의 變動狀態를 糾明하고, 日別氣
溫差와 氣溫平均이 水溫差에 미치는 影響을 把
握했으며, 日別水溫差의 推計學的 模型을 評價
하는데 目的이 있다.

日別 水溫差의 變動狀態에 對한 分析技法은
自己相關係數와 확률분포도를 利用하였고, 氣
溫差와 氣溫平均이 水溫差에 미치는 影響에 對
한 分析은 相關係數를 檢討하였으며, 推計學的 模
型分析에는 自己回歸模型과 回歸模型을 適用시
켜 檢討하였다. 本 研究를 通하여 얻어진 成果
는 다음과 같다.

(1) Correlogram 分析 結果, 구의와 구미의
日別 水溫差 時系列은 1次 回歸模型에 가깝은
반면, 독도, 왜관의 경우에는 日別 水溫差
의 時系列이 모두 random 한 傾向을 보였다.
이는 구미와 구의는 오염이 덜된 上流에 位置
하여 自然現象의 影響을 많이 받고, 독도와 왜
관은 下流에 位置하여 生活下水나 工場廢水의
影響을 많이 받기 때문인 것 같다.

(2) 4개 지점에 對한 日別 水溫差 ΔWT_i 와
氣溫差 ΔAT_i 의 確률밀도 分析結果, ΔWT_i 는
 $0 \sim 4^\circ\text{C}$, ΔAT_i 는 $2 \sim 20^\circ\text{C}$ 의 範圍였다. 모든
지점에서 發生빈도가 가장 높은 ΔWT_i 와 Δ
 AT_i 는 各各 11°C 와 0.5°C 였다.

(3) 日平均 氣溫과 水溫의 相關係數는 구의
에서 0.9664, 독도에서 0.9487로 매우 높은
相關係數를 보인 反面, 日別 氣溫差와 水溫差에
對한 相關係數는 구의에서 0.1074, 독도에서
0.0324로 매우 낮은 相關係數를 나타내고 있다.

(4) 日別 水温差 ΔWT_i 에 對한 4 個型의 自己回歸模型分析結果 구미와 똑도지점에서는

$\hat{x}_{i+1} = (1-\rho_1)\bar{x} + \rho_1\hat{x}_i + \sigma(1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}}\epsilon_i$ 模型이, 왜 관과 구미지점에서는 $\hat{x}_{i+1} = (1-\rho_1)\bar{x} + \rho_1\hat{x}_i + \sigma(1-\rho_1^2)^{\frac{1}{2}}\epsilon_i$ 模型이, 原時系列에 가장 接近하는 것으로 나타났다.

(5) 日別 水温差 ΔWT_i 를 豫測하기 爲하여 ΔWT_i 와 ΔAT_i 를 獨立變數로 한 한 4 個型의 回歸模型分析結果, 구미와 똑도지점에서는 $\hat{y} = (1-r)\hat{y} + r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}x_i + \sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}}\epsilon_i$ 模型이 原時系列의 확률밀도분포에 가장 接近하였고, 原時系列의 平均에 接近하는 模型은 모든 地點에서 $\hat{y} = (1-r)\bar{y} + r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}x_i$ 模型 또는 $\hat{y} = (1-r)\bar{y} + r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\hat{x}_i + \sigma_y(1-r^2)^{\frac{1}{2}}\epsilon_i$ 模型이었다.

參 考 文 獻

1. Song C.C.S., and C.Y.Chien, "Stochastic Properties of Daily Temperature in Rivers", J. Env. Eng. Div. ASCE., 103 (EE2), pp.217~231, 1977.
2. McMichael F.C., and J.S. Hunter, "Stochastic Modeling of Temperature and Flow in Rivers" Water Resour. Res., 8(1), pp.87~98, 1972.
3. Morse, W.L., "Stream Temperature Prediction Model" Water Resour. Res., 6 (1), pp.290~320, 1970.
4. Richardson C.W., "Stochastic Simulation of Daily Precipitation, Temperature, and Solar Radiation", Water Resour. Res., 17(1), pp.182~190, 1981.
5. Long, L.L., "Water Temperature Forecasting and Estimation Using Fourier Series and Communication Theory Techniques", Water Resour. Res., 12 (5), pp. 881~887, 1976.
6. Box G.E.P. and G.M. Jenkins, Time Series Analysis Forecasting and Control, Holden-Day. 1970.
7. Kottegoda, N.T., Stochastic Water Resources Technology, The Macmillan Press LTD. 1980.
8. Jenkins G.M., and D.G. Watts, Spectral Analysis and Its applications, Holden-Day. 1968.
9. Wonnacott R.J., and T.H. Wonnacott, Econometrics, John Wiley & Sons. 1979.
10. Bendat J.S., and A.G. Piersol, Engineering Applications of Correlation and Spectral Analysis, Wiley-Inter-science. 1980.
11. 李弘根, "漢江의 水質變動과 工業用水의 取水時間選定에 對한 推計學的인 研究", 대한보건협회지, 4 (2), pp.39~50, 1978.
12. 李弘根, "漢江水質汚染의 推計學的인 變動에 對한 研究", 대한보건협회지, 3 (1), pp.43~51, 1977.
13. 李弘根, 漢江下流部の 水質變動에 對한 推計學的 特性, 1982.
14. Sawyer C.N., and P.L. McCarty, Chemistry for Environmental Engineering, McGraw Hill. 1978.
15. Paroni J.L., Handbook of Water Quality Mannagement Planning, Van Nostrand Reinhold Company. 1978.
16. Sundstorm D.W., and H.E. Klei, Waste Water Treatment, Prentice-Hail Inc., 1978.
17. Chanlett E.T., Environmental Protection, McGraw Hill. 1978.