

## &lt; 論 文 &gt;

## 漢江 下流部の 水質變動에 對한 推計學的 特性(Ⅱ)

— 특히 濁도 및 노랑진 地點의 DO, 濁度, 水溫의 變動을 中心으로 —

Stochastic Properties of Water Quality Variation in Downstream Part of Han River

李 弘 根\*  
Hong Keun, Lee

## &lt; 註 &gt;

本 論文은 第15卷 第3號(1982年 9月)의 第(I)報에 이어 記載되는 第(Ⅱ)報이다. 第(I)報에서는 1. 序論 2. 分析技法과 水質模型의 理論, 3. 分析資料의 目次 順으로서 研究의 內容과 理論的 根據과 分析에 必要한 資料를 整理하여 提示하였다. 本 研究의 目的은 노랑진 및 濁도 地點의 DO, 濁度, 水溫等의 特定水質에 對하여 (1) 水質의 週期性 發見, (2) 水質變動의 特性把握, (3) 時別 DO에 對한 自己 回歸模型의 推論, (4) 日別 DO에 對한 ARIMA 模型의 適用評價에 對한 것이다.

## 4. 水質變動의 特性分析

水質時系列에 對한 時別 및 日別 時系列의 質料를 가지고 水質特性에 對한 時別 變動과 日別 變動을 分離시켜 分析하였다. 本章에서 利用된 技法은 自己相關分析, spectral density分析, Fourier級數 分析이다.

## 4.1. 時別 水質變動의 特性分析

漢江水質의 時別變動의 分析에는 表 3.1에 提示된  $N$ 個의 質料로 構成된 時系列을 利用하였다. 各 項目에 對한 時系列의 變動特性을 檢討한 事項은, 첫째로 利用된 質料의 範圍에서 어떠한 時間 週期를 가지면서 變動된 것인가를 檢討하여 重要한 週期를 찾아 내고, 둘째로 한 項目의 連續時系列에서 1시부터 24시까지 하루동안의 各 時別로 時平均 水質을 求하여 24個로 構成된 時系列을 가지고 하루동안의 水質變動特性을 分析 檢討하였다.

## 1) 時別 水質變動의 週期性

時間別 連續測定質料인 表 3.1의 分類記號 D·DO-75를 除外한 19個 時系列에 對해 (2.8)式과 (2.30)式을 利用하여 自己相關係數와 spectral density를 求하고 水質時系列의 週期成分을 檢討하였다. 表 4.1은 時別 水質의 週期 $T$ 와 spectral density  $U_T$  및 刻當 時系列의 平均分散 $\bar{U}$ 에 對한  $U_T$ 의 比  $M=U_T/\bar{U}$ 의 計算結果를 提示한 것이고 Fig. 4.1~Fig. 4.4까지는 計算된

correlogram과 spectral density中 一部를 例示하기 爲하여 노랑진과 濁도의 DO와 濁度에 對한 correlogram과 spectral density를 보여준 것이다.

correlogram에 나타난 바와같이 自己相關係數  $r_k$ 는 24時間 週期를 갖고 있는 것이 明白하나 그 外的 週期成分을 찾아내기 是 어렵다. Fig. 4.3과 Fig. 4.4에 나타난 바와같이 spectral density에서는 24時間 週期가 뚜렷하고 또한 72時間과 12時間 週期를 識別할 수 있다. Fig. 4.1~Fig. 4.3의 spectral圖上에 週期頻度  $f$  (cycle/hour)가 0인 部分 即 週期時間이  $\infty$ 에 가까울때 spectral density가 큰 값을 보여주는 것은, 質料의 傾向成分, 극히 작은 頻度를 가진 週期成分, 確率成分 등이 時系列 內에 包含되었기 때문이다.

表 4.1에 記載된 週期 $T$ 는 有意한 값으로 判斷되는 (2.31)式을 만족하는 週期和  $U$ 以上으로 뚜렷이 나타나는 週期 $T$ 를 提示한 것이다. Yevjevich<sup>23)</sup>는 獨立的인 確率時系列인 경우 信賴限度를 spectral density의 平均값  $\bar{U}$ 로 基準한 바 있다.

DO의 週期性은 表 4.1에서 보는 바와 같이 24時間 週期는 모두 나타나 있고 그 外的 週期도 엿볼 수 있다. 河川의 溶存酸素에 影響을 미치는 要因은 水溫, 流速, 河川形狀 等의 物理的 要因과 Algae等 藻類의 生物學的 要因에 依해서 影響을 받는다. DO變動에 가장 큰 影響을 주는 것은 水溫이다. 그러므로 DO의 變動이 24時間 週期를 갖는 것은 表 4.1에 指示된 바와 같이 水溫의 14時間 週期 影響이 크게 作用하는 理由

\* 本學會編輯委員 서울大學校 保健大學院 副教授 工博

<表 4.1>

時別 水質의 週期와 Spectral Density

項 目	分類記號	週期 $T$ (Hour)	分 散 $S_z^2$	Spectral Density $U_T$	平均分散 $\bar{U}$	$M = \frac{U_T}{\bar{U}}$
溶 存 酸 素	N·DO-3	24	0.399	0.044	0.0055	72.90
	N·DO-5	24	0.829	0.118	0.0114	72.90
	N·DO-10	24	0.116	0.009	0.0016	73.40
	D·DO-3	24	0.116	0.209	0.0029	6.29
	D·DO-10	24	0.443	0.048	0.0061	73.10
濁 度	N·TB-3	24	23.954	2.188	0.3281	6.67
	N·TB-7	24	9.450	0.393	0.1295	2.96
	N·TB-12	24	9.251	1.147	0.1267	9.05
	N·TB-12	12	9.251	0.379	0.1267	2.99
	D·TB-11	72	4.928	0.460	0.6757	6.81
	D·TB-11	24	4.928	1.179	0.0675	17.47
	D·TB-11	12	4.928	0.0818	0.1267	0.65
電 導 率	N·CT-2	72	112.090	22.250	1.5355	14.49
	N·CT-2	24	112.090	8.563	1.5355	5.58
	N·CT-6	24	35.416	4.042	0.4852	8.33
	N·CT-12	24	313.248	10.326	4.2907	2.41
水素이 온 濃 度	N·pH-12	72	0.026	0.003	0.0036	8.75
	N·pH-12	12	0.026	0.001	0.0036	2.97
	D·pH-1	24	0.089	0.024	0.0012	19.67
	D·pH-1	12	0.089	0.005	0.0012	4.10
水 溫	N·WT-2	24	0.548	0.027	0.0075	3.60
	N·WT-6	24	1.510	0.066	0.0207	3.19
	N·WT-10	24	0.547	0.016	0.0075	2.13
	D·WT-2	24	0.410	0.058	0.0056	10.36
	D·WT-5	24	2.104	0.143	0.0288	4.97

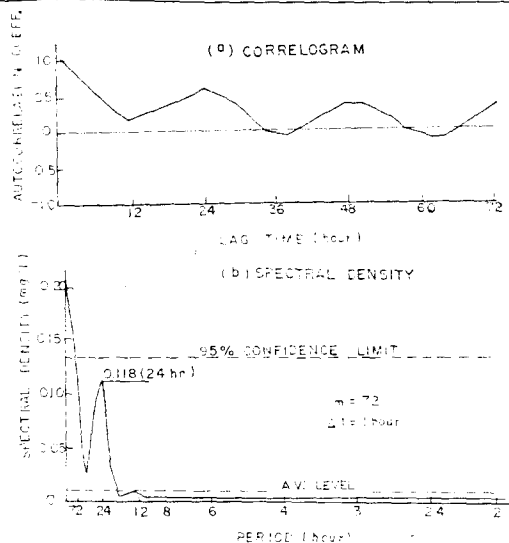


Fig. 4.1. Correlogram and Spectral Density of Hourly DO (May 20~29, 1976, Noryangjin)

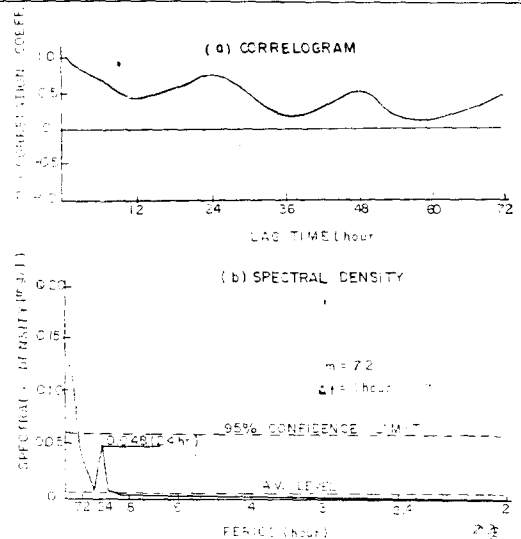


Fig. 4.2. Correlogram and Spectral Density of Hourly DO (Oct. 21~31, 1976, Dook-Do)

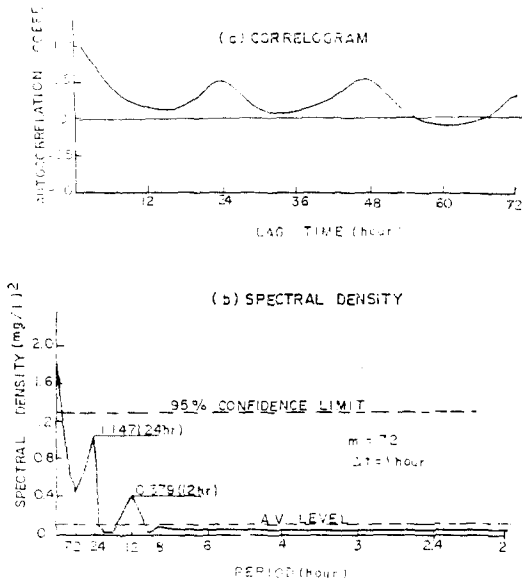


Fig. 4.3. Correlogram and Spectral Density of Hourly Turbidity (Dec. 1~11, 1976, Noryangjin)

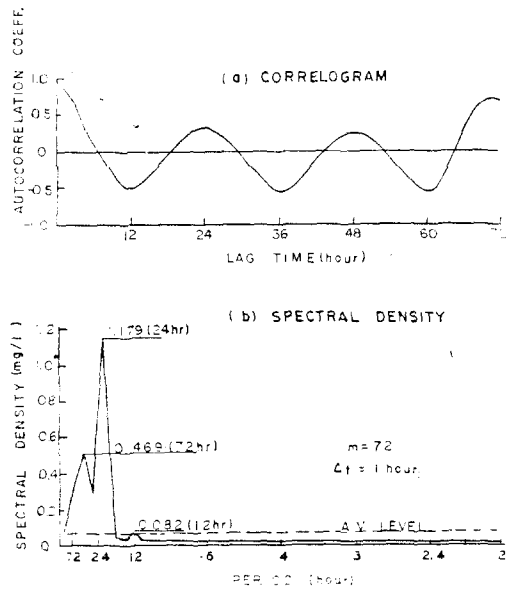


Fig. 4.4. Correlogram and Spectral Density of Hourly Turbidity (Nov. 6~12, 1976, Dook-Do)

로 생각할 수 있다. 그런데  $M$ 값은 수온보다 DO가 큰 편이다. 즉 이것은 DO의 시간적 주기성이 수온보다 강하다는 것을 의미하며 DO가 수온외의 다른 요인의 주기의 작용을 받고 있음을 시사해 주는 것이다.

濁도는 24시간 주기 외에도 노량진과 독도의 12시간과 독도의 72시간의 주기가 나타나 있다.濁도는 DO

와 달리 수온의 영향을 거의 받지 않는 것이며 平水 또는 濁水時에 5個의 水質測定項目中 汚染物質의 濃度를 가장 直接的으로 表示해 주는 것이고 一般的으로 濁도가 高低로 나타날 때 다른 汚染物質濃도 같은 傾向을 가지고 있는 경우가 많다. 24時間 外에 12時間의 週期를 보여주는 것은 家庭下水의 影響이 主된 原因인 것으로 判斷된다. 24時間 週期는 主로 家庭下水와 工場廢水等, 生活環境條件의 基本的인 週期性을 反映한 것으로 볼 수 있고 12時間 週期는 家庭下水의 2次的인 週期性을 反映한 것으로 생각할 수 있다. 즉 아침과 저녁의 1日 2回의 上水의 集中 使用<sup>34)</sup>은 1日 2回의 家庭下水의 集中排出을 惹起시키는 結果이며 이것은 12時間의 2次的인 週期發生의 原因으로 생각할 수 있기 때문이다. 독도의 경우 72時間의 週期性 出現의 究明은 八堂岾의 放流와 中浪川의 集中 排水計劃等 補充質料의 析分이 必要한 것으로 본다. 濁도의 경우  $M$ 이 가장 적을 때는 雨水時인 7月이고 클 때는 濁水時인 12月이다.<sup>30)</sup> 雨水時에 濁도의 增加가 緩저하고 降雨의 時間的 週期性이 없는 것이 一般의 現象이다. 이와같은 現象을 認定하는 경우에 濁도의 週期性은 DO의 경우와 마찬가지로 週期性있는 汚柱物質의 排出에 基因한 것으로 생각할 수 있다.

電導率의 경우 노량진에서 24時間外에 72時間의 週期가 있고 pH의 경우는 노량진에서 24時間 代身 12時間의 週期가 있다. 이 두 項目은 特히 工場廢水의 水質評價에 많이 利用된다. 電導率과 pH는 다른 水質項目보다 主 週期成分의  $M$ 값이 比較的 높다. 노량진에서 72時間과 12時間의 週期現象이 나타나는 原因은 濁도의 경우와 類似한 것으로 判斷된다.

水溫은 大氣溫度와 密接한 相關性이 있기 때문에 週期性을 갖는 것은 確實하다. 모든 時系列에 24時間만 의 週期를 나타내고 있으나 다른 項目에 比해서  $M$ 값이 크지 않다. 이것은 大氣溫度의 뚜렷한 24時間의 週期 影響을 받고 있지만 大氣에서 河川水로 熱傳達의 時間지체가 作用한 것으로 分析될 수 있다. 노량진과 독도에서 2月 同期間에 測定된 質料에서  $M$ 값을 比較하면 독도에서는 10.36인 反面 노량진에서는 3.60으로 큰 差가 있다. 이와같이 노량진보다 독도의 24時間 週期가 뚜렷한 것은 독도와 노량진의 河川區間으로 여러 가지 熱汚染狀態의 排水가 混合되어 流入된데 原因이 있는 것으로 判斷된다.

全般的인 週期特性으로 볼 때 冬期의 경우가 夏期인 경우보다  $M$ 값으로 判斷하여 週期現象이 뚜렷하다. 이것은 流量이 時間的으로 週期가 뚜렷하지 못하고, 特히 夏期에 流量의 不規則한 變化와 同時에 汚染物質과 稀

釋의 倍數가 不規則하게 變하기 때문인 것으로 생각된다.

上流部인 湄도가 下流部인 노량진보다  $M$ 의 값이 全般으로 크다. 이것은 下流部가 汚柱物質의 混合이 上流보다 甚化된 것을 보여주는 것이다. 이러한 現象은 下流로 내려갈수록 더욱 커질 것으로 豫想된다. 日本의 神戶市城에 있는 伊川의 水質을 評價하고 감시하기 爲한 COD의 spectral density分析<sup>28)</sup> 結果에서 COD 變動的 週期는 24時間이 뚜렷하게 나타나고 있으며 12時間의 週期도 比較的 明確하게 나타나고 있어 漢江 下流部의 水質變動週期和 有似한 點이 있다. 伊川의 경우 下流로 내려갈수록 12時間週期가 消滅되는 경향을 提示하고 있으나 確證단계는 아니다. 反面 漢江下流部인 노량진은 湄도보다 다소 12時間의 週期性이 큰 것으로 보인다. 이것은 感潮의 영향에 基因되는 것 같다. Potamic灣의 溶存酸素의 spectrum分析<sup>29)</sup>에서 24時間과 12時間의 週期가 나타나고 있는데 12時間의 週期가 훨씬 強하게 나타나고 있다. 따라서 노량진과 Potamic灣이 모두 潮水의 影響을 받고 있는 共通點으로 보아 12時間의 週期는 湄도보다 노량진에서 強하게 나타날 것으로 判斷된다.

以上的 分析에서 漢江下流部의 水質에 對한 週期性을 一貫해 볼 때, (1) 家庭下水와 工場廢水等 都市下水의 週期的 排出 영향으로, 基本的인 24時의 週期成分을 가지고 있고, 12時間의 2次的인 週期成分을 보이며, (2) 季節的으로는 流量의 變化가 甚하지 않은 期間에 週期性이 크고, (3) 下流部가 上流部보다 24時間의 週期成分이 弱化되는 傾向이 있는 反面 感潮의 影響으로 12時間의 週期性은 큰 것으로 判斷된다.

2) 時別 水質時系列의 特性 分析

correlogram과 spectral density의 週期分析은 7日以上的 連續으로 測定된 時系列의 資料를 가지고 實施되었기 때문에 支配的인 週期를 判斷하는데 必要한 것이었다. 上述한 바와같이 分析結果 24時間의 週期가 가장 優勢하나 各 時別水質은 서로 다른 特性을 가지고 있는 것으로 생각된다. 따라서 本 研究에서는 全連續時系列 資料에서 特定時刻에 對한 水質을 平均하여 日間 水質의 變動 特性을 分析하였다.

各 時系列로 부터 特定時刻(1時~24時까지)의 平均  $m\tau$ 의 計算結果와  $m\tau$ 의 最大가 되는 時刻과 最低가 되는 時刻 및 全體平均  $m\tau$ 以上되는 時間區間이 表 4.2에 提示되었다.  $m\tau$ 와  $\tau$ 時의 標準偏差  $S\tau$ 에 對한 一部時系列이 Fig. 4.5에서 Fig. 4.8에 例示되었다. 5個 項目의 水質資料中 汚染物質의 濃度和 直接으로 關聯되는 것은 濁度와 電導率이며 密接한 相關性을 갖는 것

은 溶存酸素와 pH이다. DO가  $m\tau$ 보다 높고 濁度가  $m\tau$ 보다 낮은 時間區間은 大略 午前 11時에서 午後 10時까지이고 DO의 最大發生時間과 濁度の 最低發生時間은 午後 1時내지 3時 程度이다. 溶存酸素는 BOD의 減少에 따라 增加하고 濁度는 BOD의 減少에 따라 減少하는 傾向이 있다. BOD는 汚染物質中에서 有機物質의 濁度を 間接的으로 指示해 주고 있다. BOD는 汚染物質中에서 有機物質의 濁度を 間接的으로 指示해 주기 때문에 上記한 時間區間과 時刻는 有機物의 汚染이 적은 時間으로 判斷된다. 電導率은 2,6,12월에 最大 또는 最低 發生時刻이 다르다. 工場廢水의 放流計劃이나 自然環境의 要因等으로 季節別 電導率의 最大 또는 最低濃度 發生時刻이 달라질 수 있는데 pH의 경우도 마찬가지이다. 水溫은 다른 項目과 달리 最高發生時刻이 一定한 편이다. 노량진에서는 午後 4時와 5時에, 湄도에서는 6時와 8시에 最高水溫을 보여 주고 있다.

이와같이 下流가 上流보다 最高水溫의 發生時間이 2내지 3時間程度 앞서는 特異한 點을 알 수 있다. 이와 같은 水溫의 最大發生時間의 差는 表 3.1, 表 3.2, 表

<表 4.2> 日間 水質의 時間的 變動

項目	分類記號	最大發生時間	最大値	最低發生時間	最低値	平均以上發生時間	平均 $m\tau$
溶存酸素	N-DO-3	13:00	11.70	05:00	10.8	16:00~01:00	11.20
	N-DO-5	21:00	5.46	09:00	4.14	11:00~24:00	4.88
	N-DO-10	12:00	6.59	03:00	6.16	09:00~24:00	6.36
	D-DO-3	02:00	9.84	15:00	8.29	20:00~08:00	9.58
	D-DO-10	17:00	9.25	08:00	8.34	11:00~24:00	8.80
濁度	N-TB-3	09:00	27.78	11:00	24.89	21:00~06:00	25.31
	N-TB-7	09:00	19.38	15:00	16.00	23:00~11:00	17.59
	N-TB-12	08:00	18.36	15:00	13.45	23:00~10:00	15.58
	D-TB-11	01:00	11.07	13:00	7.07	22:00~08:00	8.11
電導率	N-CT-2	12:00	137.26	06:00	125.00	11:00~24:00	131.08
	N-CT-6	17:00	158.14	02:00	150.14	06:00~20:00	154.49
	N-CT-12	07:00	117.06	17:00	106.28	11:00~24:00	109.70
水素의 濃度	N-pH-12	22:00	7.14	05:00	6.56	20:00~01:00	7.08
	D-pH-1	05:00	6.96	11:00	6.54	12:00~22:00	6.62
水溫	N-WT-2	16:00	3.80	08:00	3.13	12:00~23:00	3.46
	N-WT-6	17:00	23.62	06:00	22.59	12:00~22:00	23.05
	N-WT-10	16:00	19.25	09:00	18.60	13:00~21:00	18.94
	D-WT-2	18:00	3.61	09:00	2.60	13:00~24:00	3.10
	D-WT-5	19:00	15.62	09:00	15.24	14:00~24:00	15.79

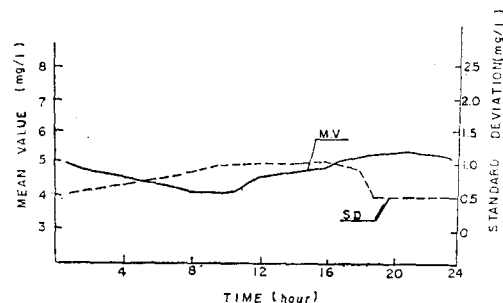


Fig. 4.5. Hourly Mean Value and Standard Deviation of DO May 20~29, 1976, Noryangjin)

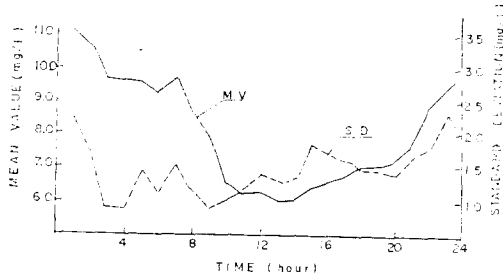


Fig. 4. 6. Hourly Mean Value and Standard Deviation of Turbidity(Nov. 6~12, 1976, Dook-Do)

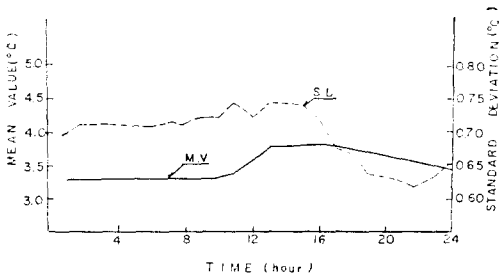


Fig. 4. 7. Hourly Mean Value and Standard Deviation of Temperature(Feb. 1~27, 1976, Noryangjin)

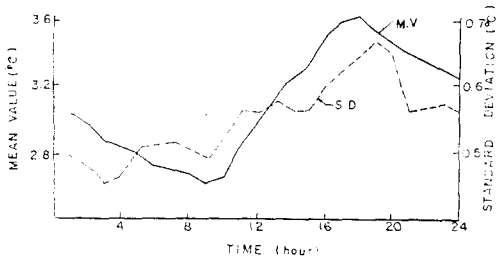


Fig. 4. 8. Hourly Mean Value and Standard Deviation of Temperature(Feb. 1~27, 1976, Dook-Do)

4.2에記載된 바와같이 노랑진의 平均水質이 濁도보다 多小 不良한 데서 惹起된 것으로 생각할 수 있다. 即 中間部에서 流入되는 汚染物質은 하나의 熱汚染形態로 나타나 노랑진의 水溫을 上昇시킬 뿐 아니라 最大發生 時間을 빠르게 하는 것으로 解析할 수 있다.

日間 水質變動의 特性을 分析하기 爲해 Fourier級數에 依한 調和分析를 實施하였다. Fig. 4.9~Fig. 4.11까지는  $m\tau$ 에 對한 一種의 periodogram이다. 一次調和에서  $m$ 次調和까지의 說明分散比인  $P_m$ 은 (2.19)式에서 求할 수 있다.  $m\tau$ 는  $\tau=1, 2, \dots, 24$ 시의 平均값이므로 24個로 構成된 時系列이고 이에 對한 調和數는  $m=11$ 이다. 調和函數인  $P_m$ 의 periodogram에서 週期成分으로 생각할 수 있는 調和의 次數決定은 여러가지

方法이 있으나 Yevjevich<sup>30)</sup>가 提案한 break point (b. p)技法은 比較的 簡單하다. 即  $m$ 의 函數  $P_m$ 은 2個部分으로 構成되었는데 하나는 週期成分과 관계있는 急上昇部와 다른 하나는 確率成分과 關係있는 완만한 上昇部로서 두 曲線의 交叉點까지의 調和數를 有意한 調和數로서 取하는 것이다. 各 periodogram으로 부터 break point技法으로 有意한 調和函數를 抽出한 結果와 그 次數까지의 說明分散이 表 4.3에 나타나 있다.

全般的으로 主調和 次數는 1 또는 2가지이며, 노랑진의 濁度에 對한 N·TB-7만이 3個이다. 그러므로  $m\tau$ 는 24時間 週期和 12時間의 週期가 存在하고 있음을 意味한다.  $m\tau$ 의 24時間과 12時間의 週期出現은 前述한 spectral density의 週期分析에서 나타난 現象과 같은 意味를 가지고 있는 것이다. 12時間의 週期現象은 都市의 生活樣相으로 基因하는 污水排出의 週期性에 큰 影響을 받는 것으로 推定된다. 또한  $m\tau$ 의 12時間 週期까지의 說明分散比는 거의 모두 90%以上으로서 日間 時別 平均水質은 2次까지의 調和函數로 表示될 수도 있다.

表 4.1의 spectral density에 對한  $M$ 값과 表 4.3의 時平均에 對한 調和函數의 說明分散에서 알 수 있는 바와 같이 DO는 다른 項目보다 24時間의 週期가 強하고 表 4.2에 提示된 바와같이 낮동안에 DO의 濃도가 높다. 水溫이 影響을 많이 받는 DO는 순수한 물에서 水溫이 높아짐에 따라 減少하고 낮아짐에 따라 增加하는데 表 4.2에서 DO濃도와 水溫의 最大 및 最低發生 時間을 比較하면 순수한 물의 경우와 같은 減少와 增加現象이 나타나지 않는다. 그러므로 1)에서 記述한 바와 같이 DO는 水溫外의 다른 要因의 週期的 作用을 받고 있음을 알 수 있다. 水溫外의 要因은 前述한 汚染排出의 影響과 더불어 藻類의 影響을 생각할 수 있다. O'connor<sup>35)</sup>는 藻類의 光合成에 依해서 發生되는 酸素量  $P$ 를 다음 式과 같이 提案하였다.

$$P(t) = P_{max} \sin \pi \frac{t - t_{sr}}{t_{ss} - t_{sr}}, \quad t_{sr} \leq t \leq t_{ss}$$

$$P(t) = 0, \quad t_{sr} > t > t_{ss}$$

.....(4.1)

여기서  $P_{max}$ 는 光合成에 依한 最大發生量이고  $t_{sr}$ 과  $t_{ss}$ 는 日出 및 日沒時間이다. (4.1)式에서 알 수 있는 바와같이 藻類에 依한 酸素發生量의 時間的 變化는 24時間의 週期를 가진다. 汚染排出의 時間的 變化와 關係되는 DO와 濁度에 對한 主要調和函數의 數와 說明分散을 表 4.3에서 比較하면 DO는 濁度보다 훨씬 1次 調和函數의 說明分散이 큰 것을 알 수 있다. DO의 日間 時間的 變動狀態와 藻類에 依한 酸素發生量을 생각할 때 DO의 時別 水質變動은 藻類의 影響도 받는 것으로 생각한다.

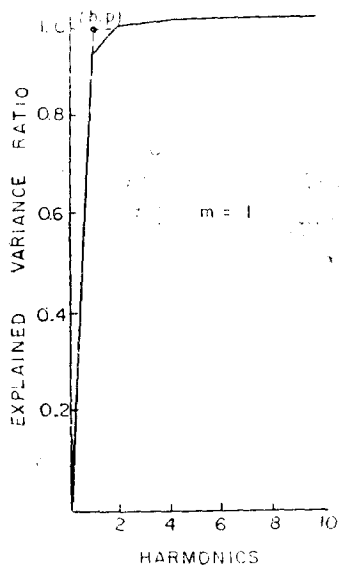


Fig. 4.9. Periodogram of Hourly Mean for DO (Mar. 15~25, 1926, Novyangjin)

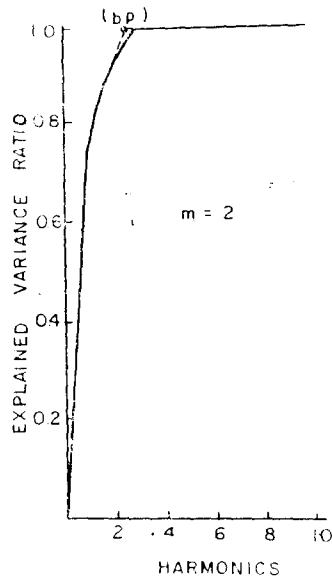


Fig. 4.10. Periodogram of Hourly Mean for Turbidity (Jul. 1~8, 1976, Noryangjin)

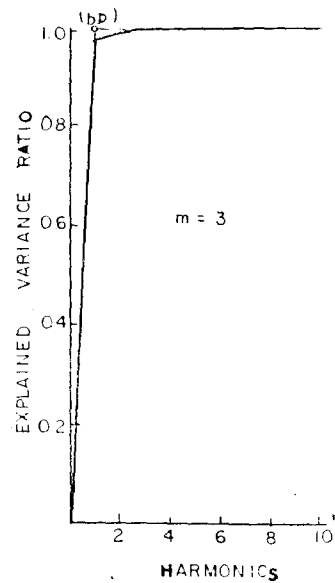


Fig. 4.11. Periodogram of Hourly Mean for Water Temperature (Feb. 1~27, 1976 Dook-Do)

〈表 4.3〉

特別 水質時系列에 對한 調和函數의 說明分散

項 目	分類記號	分散 ( $S_e^2$ )	主要調和 函數의數	說 明 分 散						
				$C_j^2/2$	%	$C_j^2/2$	%	$C_j^2/2$	%	$P_m(\%)$
溶 存 酸 素	N·DO-3	0.0874	1	0.0800	91.5					91.4
	N·DO-5	0.1696	1	0.1614	95.2					95.2
	N·DO-10	0.0133	1	0.0100	74.4					74.4
	D·CO-3	0.0335	1	0.0329	98.0					98.0
	D·DO-10	0.0975	2	0.0922	94.6	0.0041	4.2			98.8
濁 度	N·TB-3	4.3981	2	3.7457	85.2	0.5455	12.4			97.6
	N·TB-7	0.9759	3	0.7286	74.7	0.1615	16.6	0.0692	7.1	98.4
	N·TB-12	2.6266	2	1.9128	72.8	0.6170	23.5			96.3
	D·TB-11	2.5415	1	2.3380	92.0					92.0
電 導 率	N·CT-2	15.5154	2	12.0420	77.6	2.4161	15.6			93.2
	N·CT-6	7.9947	1	7.4751	93.5					93.5
	N·CT-12	10.5405	2	8.7339	82.9	1.3444	12.8			95.7
水素이온濃度	N·pH-12	0.0025	2	0.0011	41.8	0.0009	35.0			76.8
	D·pH-1	0.4848	2	0.0426	77.0	0.0101	18.3			95.3
水 溫	N·WT-2	0.0582	1	0.0513	88.0					88.0
	N·WT-6	0.0368	1	0.1185	96.0					96.0
	N·WT-10	0.0368	2	0.0281	76.5	0.0084	23.0			99.5
	D·WT-2	0.1051	1	0.1020	97.0					97.0
	D·WT-5	0.0381	1	0.2600	94.6					94.6

〈表 4.4〉 水質項目間的 相關行列(1976年 노랑진)

項 目	DO	電 導 率	濁 度	pH	水 溫	大氣溫度	流 量
DO	1	-0.627	-0.093	-0.036	-0.878	-0.813	-0.161
電 導 率		1	-0.080	-0.017	0.518	0.463	-0.151
濁 度			1	0.126	0.249	0.277	0.746
pH				1	0.247	0.230	-0.073
水 溫					1	0.957	0.251
大 氣 溫 度						1	0.237
流 量							1

4.2. 日別 水質項目間的 相關性

相關性 分析에 利用된 資料는 노랑진에서 連續測定된 5個項目의 日平均時系列 水質資料와 流量<sup>27,31)</sup>이며, 서울地方의 日平均 大氣溫度<sup>32)</sup>의 測定資料이다. 7個項目間的 相關行列(correlation matrix)은 表 4.4와 같다

溶存酸素는 水溫의 上昇에 따라 減少하고 大氣壓에 比例하며 물속의 硫化物과 第1鎂鹽等 環元性物質의 增加에 따라 減少하며 水中生物과 有機物의 酸化에 依해서 消費되고 있다. 溶存酸素와 水溫과의 相關係數  $r$ 은  $-0.877$ 의 높은 逆相關을 가지고 있다. 두 項目間에 決定係數  $r^2=0.769$ 에 達하는 것은 어떤 要因보다도 溶存酸素는 水溫의 影響이 支配的인 關係를 認識케 하는 것이다. 電導率도 溶存酸素에 對해서  $r$ 이  $-0.627$ 인 多小 높은 逆相關을 가지고 있다. 電導率은 常溫에서  $1^{\circ}\text{C}$ 의 溫度上昇에 對하여 約 2%增加하는 것으로 알려져 있다. 그런데 表 4.4에서 알 수 있는 바와 같이 電導率과 水溫의 相關係數가  $0.518$ 이다. 溶存酸素, 水溫, 電導率은 서로 높은 相關性을 가지고 있기 때문에 相關性만을 가지고는 다른 項目의 影響을 排除하면서 相關性을 評價하기 어렵다. 이와같은 경우에는 偏相關係數로 相關性을 分析하는 것이 바람직하다. 上記한 3個 水質項目間的 相關係數로부터 計算된 偏相關係數는 水溫을 固定시키고 溶存酸素와 水溫에 對한 경우는  $-0.420$ , 溶存酸素를 固定시키고 電導率과 水溫에 對한 경우는  $-0.085$ 이다. 偏相關係數에서 알 수 있는 바와같이, 溶存酸素는 水溫의 支配的인 影響外에 電導率로 나타나는 水中의 溶解性 不純物質에 어느 程度影響을 받고 있으며, 電導率 또는 溶解性 不純物質은 水溫에 對한 影響이 거의 없는 것으로 判斷된다.

濁度와 河川流量과의 相關係數는  $0.746$ 으로서 濁度에 對한 流量의 說明分散은  $55.7\%$ 에 해당한다. 一般적으로 河川水가 濁한 原因은 粘土質土壤과 土砂의 出現으로 생겨나는 것이기 때문에 雨水時 即 流量의 增加는 濁度增加에 큰 比重을 차지하고 있음을 알 수 있다.

水溫 特히 地表水인 河川의 水溫은 大氣溫度와 밀접한 關係가 있다. 大氣溫度가 水溫과 높은 相關性을 가지고 있다는 事實은 比較的 測定이 容易한 大氣溫度의 資料로서 水溫豫測을 爲한 數學的 模型開發의 妥當性을 示唆해 주는 것이다.

4.3. 日別 水質變動의 週期性

日別 水質變動을 보다 普遍性있게 分析하기 爲해서는 長期間의 時系列資料를 가지고 實施하는 것이 바람직하다.  $p$ 年間の 日別 水質資料가 있다면  $X_p, \tau$  ( $\tau=1, 2, 3, \dots, 365$ )로 表示되는 時系列에서  $\tau$ 日의 日別平均時系列  $X_{\tau}$ 를 求할 수 있고  $X_{\tau}$ 의 時系列로 부터 年間季節인 水質變動의 狀態를 分析할 수 있기 때문이다. 1年分の 制限된 366個의 日別水質資料를 가지고 試圖한 本 分析에서는 季節의 變動狀況을 具體化시키려는 것이 아니라 利用된 日別 時系列에서 內在된 水質變動의 週期的 特性을 檢討하려는 것이다.

5個項目의 水質과 水溫에 對한 週期性 檢討는 (2.30) 式으로 부터 spectral density를 求하여 實施하고 또한 1年 週期가 있다는 假定下에 調和分析을 통해 實施하였다. 各 項目에 對한 seceptral density의 計算結果, 95%인 信賴限度線을 超過하는 週期成分을 찾을 수 없었지만 平均分散  $\bar{U}$ 를 超過하는 週期成分은 찾아 볼 수 있었다. 이와같은  $\bar{U}$ 를 超過하는 spectral density  $U_k$ 와,  $U_k$ 에 해당하는 週期가 表 4.5에 集計되었다.

$\bar{U}$ 以上에 해당하는 週期를 보여주는 項目은 表 4.5와 Fig. 4.12~Fig. 4.15에 提示한 바와 같이, 濁度, 電導率, pH이다. 濁度는 16日의 週期가 나타나 있는데  $\bar{U}$ 와  $U_k$ 는 큰 差가 없어 뚜렷한 週期成分이 存在하는 것으로 생각할 수 없다. DO, 水溫, 大氣溫度의 경우에는  $\bar{U}$ 以上에 해당하는 週期가 나타나지 않고 있다. 反面 電導率이나 pH의 경우는 濁度의 경우와 같이 週期痕跡이 있다. DO는 水溫의 影響을 많이 받고 水溫과 大氣溫度는 自然的 週期現象에 主 影響을 받아 短期間的 週期性이 나타나지 않는 反面, 濁度, 電導率,

〈表 4.5〉 日別 水質의 週期와 Spectral Density  
(1976年 노랑진)

項 目	週 期	分 散	Spectral Density ( $U_k$ )	平均分散 ( $\bar{U}$ )	M
DO		5.8849		0.07265	
濁 度	16日	351.291	8.411	4.33692	1.9394
電 導 率	32日	456.113	13.856	5.63102	2.4607
	13日	456.113	8.765	5.63102	1.5566
pH	9.4日	0.02801	0.001	0.00036	2.7778
水 溫		76.8925		0.94929	
大氣溫度		100.3033		1.23831	

pH는 自然現象의 週期性 外에 短期的 汚染排出的 週期 영향으로 因하여 上記한 週期痕跡의 現象을 나타내는 것으로 생각할 수 있다. 그러나 이와같은 現象의 究明에 더욱 廣範圍한 分析이 必要한 것으로 본다.

各 水質時列에 1年週期의 變動成分이 있는 것으로 假定하고, 資料의 制約上 spectral density로 分別할 수 없는 週期成分을 檢討하기 爲하여 Fourier級數에 依한 調和分析을 實施하였다. (2.19)式으로 부터 算出된 說明分散比  $P_m$ 에 對한 periodogram이 Fig. 4.16~ Fig. 4.21에 그려져 있다. periodogram에서 break point(b.p)方法으로 有意한 週期를 抽出하였다. 2次 週期函數까지 有意한 DO의 說明分散比는  $P_2=0.836$

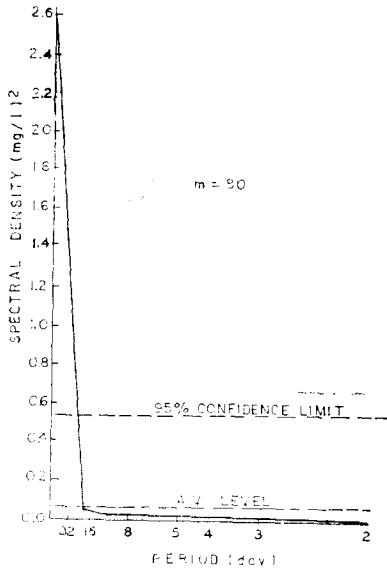


Fig. 4.12. Spectral Density of Daily DO(1976, Noryangjin)

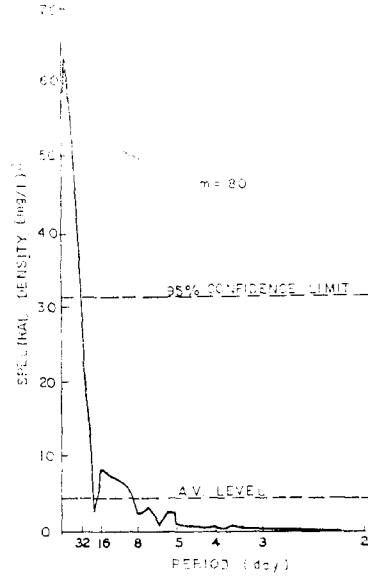


Fig. 4.13 Spectral Density of Daily Turbidity (1976, Noryangjin)

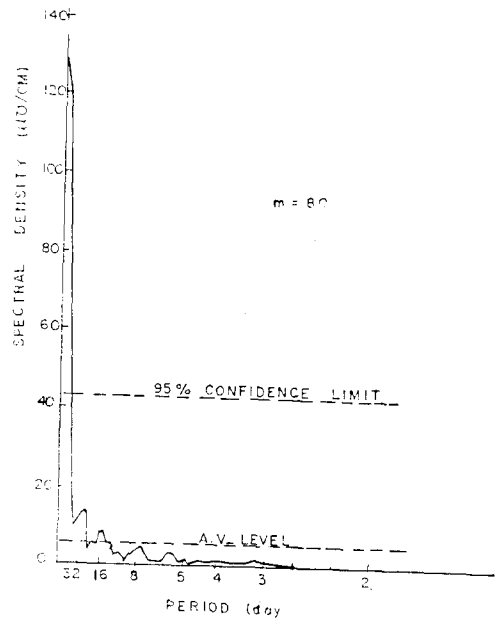


Fig. 4.14. Spectral Density of Daily Conductivity (1976, Noryangjin)

이다. DO와 相關關係가 가장 높은 水溫과, 水溫에 直接 影響을 주는 大氣溫度에서는 1次週期만 有意한 調和函數로 나타나고 있으며 이들 두 項目의  $P_1$ 은 各各 97.4%와 78.1%이다. 水溫이 大氣溫度보다 1次週期에서 說明分散比가 越等히 큰것은 大氣가 물보다 熱容量이 적기 때문이다. DO는 有意한 調和函數의 數가 2로



$P_2$ 의 값은 83.6%이다. DO가 水溫보다 有意한 調和函數의 數가 하나 많고  $P_2$ 도 水溫의  $P_1$ 보다 적은 것은 自然環境의 週期的 現象外에 汚染物質等 여러가지 要因의 影響을 더욱 많이 받고 있는 現象으로 생각할 수 있다. 電導率과 濁度의 경우 有意한 調和函數의 數가 DO의 경우보다 많은 것도 自然的인 週周期性 以外的 複合的 要因의 影響을 더욱 많이 받고 있는데 基因된 것으로 判斷된다. 그러므로 自然環境 以外的 的 要因에

영향을 많이 받는 水質項目일수록 有意한 調和函數의 數가 많아지고 이 數에 해당하는  $P_m$ 은 적어져 週周期性이 弱화하는 것으로 생각할 수 있다.

日別 水質時系列의 periodogram에서 決定된 有意한 主要 調和函數의 振幅과 位相角은 表 4.6에 提示되었다. 水溫과 大氣溫度의 日別 時系列에 對한 1次 週期函數의 位相角은 各各 0.4143과 0.0234rad.로서 位相角의 差  $\Delta\theta_1$ 와 0.3920rad이다. 週期가  $T_j$ 인  $j$ 調和函數에서 位相角의 差  $\Delta\theta_j$ 와 이에 對應하는 時間으로 본 位相差  $\Delta T_j$ 와의 關係는

$$\Delta T_j = \frac{\Delta\theta_j T_j}{2\pi_j} \dots\dots\dots (4.2)$$

이 成立된다. 그러므로  $\Delta\theta_1=0.3920\text{rad.}$ 은  $\Delta T_1=22.8$ 日에 該當된다. 大氣溫度의 變化는 水溫變化를 惹起시키고 있는데 1次 週期成分이 支配的인 水溫과 大氣溫度의 位相差를 생각할때, 水溫은 大氣溫度의 週期的 影響을 約 23日 遲하여 받은 것으로 생각할 수 있다. 水溫과 大氣溫度間의 位相差는 河川의 熱容量, 水面積 熱傳達係數等의 變化에 따라 달라질 것으로 豫想되므로 이들과 密接한 關係를 가진 流量의 變化에 따라 位相도 다를 것으로 생각한다. 그러나 年間 總流下量이 年度別로 크게 다른 것이 아니라면 上記한 水溫의 遲現象은 큰 變化가 없을 것으로 判斷된다.

Song<sup>11,12)</sup>은 河川의 水溫과 大氣溫度에 對한 模型 提示에서 週期成分과 確率成分으로 區分하고 水溫과 大氣溫度 週期成分을  $\bar{W}T_i$ 와  $\bar{A}T_i$ 로 놓고 두 變數사

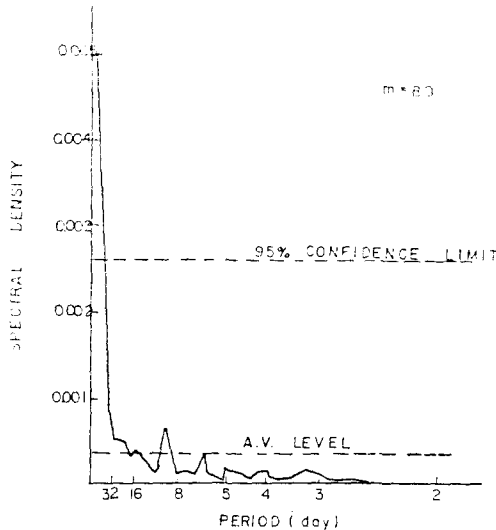


Fig. 4.15. Spectral Density of Daily pH (1976, Noryangjin)

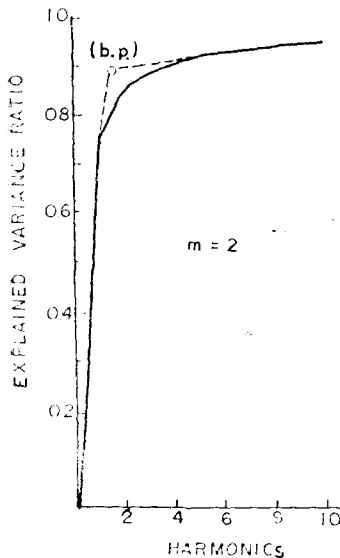


Fig. 4.16 Periodogram of Daily DO(1976, Noryangjin)

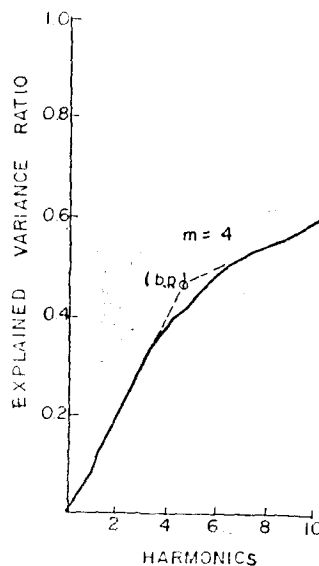


Fig. 4.17. Periodogram fo Daily Turbidity (1976, Noryangjin)

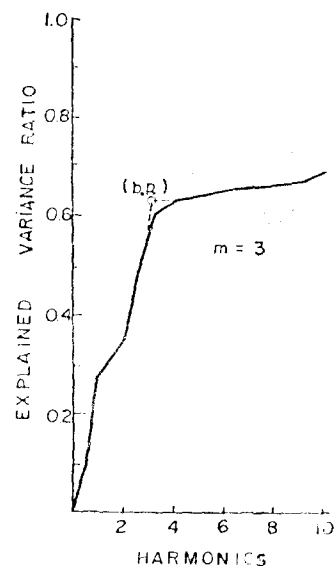


Fig. 4.18. Periodogram of Daily Conductivity(1976, Noryangjin)

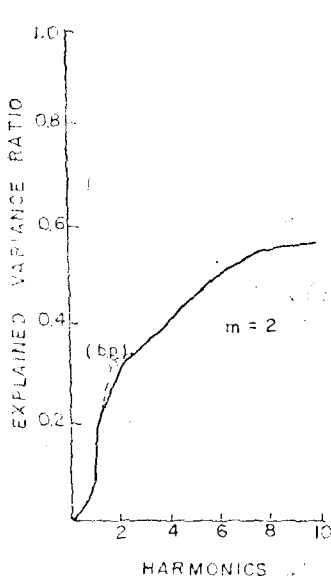


Fig. 4.19. Periodogram of Daily pH (1976, Noryangjin)

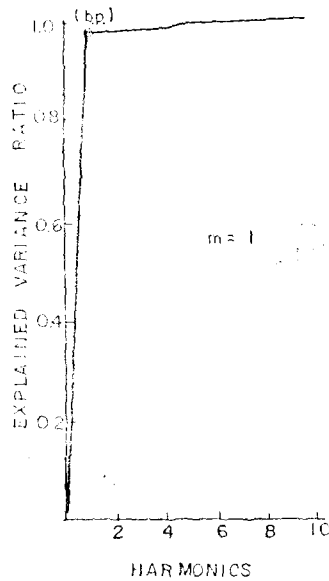


Fig. 4.20. Periodogram of Daily Water Temperature (1976, Noryangjin)

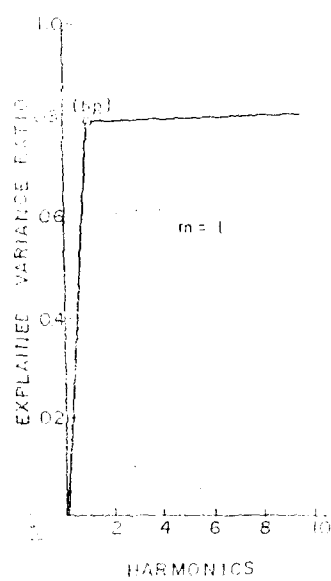


Fig. 4.21. Periodogram of Daily Air Temperature (1976, Noryangjin)

〈表 4.6〉 日別 水質에 對한 振幅과 位相

項 目	平 均	主要調和數	$C_j, J, \theta_j$	1	2	3	4	5	6
DO	7.9611	2	$C_j$ $\theta_j$	2.9887 0.4181	0.9498 -1.0262				
電 導 率	127.18000	3	$C_j$ $\theta_j$	16.0320 -0.3102	7.6421 0.0061	14.9540 -0.0163			
濁 度	23.1670	4	$C_j$ $\theta_j$	7.7410 0.5884	10.1420 -1.4291	7.334 -0.7966	7.5105 0.2700		
pH	7.3193	2	$C_j$ $\theta_j$	0.0724 1.0740	0.1057 -0.4570				
水 溫	13.8150	1	$C_j$ $\theta_j$	12.2380 0.4143					
大氣溫度	11.4760	1	$C_j$ $\theta_j$	12.5180 0.0234					

이에 다음과 같은 線形回歸模型을 提案하였다.

$$\overline{WT}_t = D \overline{AT}_{t-k} + K \dots \dots \dots (4.3)$$

여기서  $D$ 는 水溫과 大氣溫度의 振幅의 比로서 만일 1次週期안의 函數를 생각할때는  $D = C_1(WT) / C_1(AT)$ 의 關係를 보여주는 것이고,  $k$ 는 位相差  $\Delta\theta$  또는  $\Delta T_1$ 日을,  $K$ 는 常數를 表示한 것이다. 노량진의 日別 水溫에 對한 本 分析에서는 表 4.6에서 보는 바와같이  $\overline{WT}$ 와  $\overline{AT}$ 의  $C_1$ 이 各各 12.238과 12.518이다. 그러

므로  $D$ 는 0.978이다. 또한  $\Delta T_1$ 은 約 23日이므로  $k = 23$ 으로 놓을 수 있다. 本 分析에서는 水溫과 大氣溫度의 時間的 變動이 1次週期函數로만 表示되고 殘差의 成分이 完全히 確率成分이라면 大氣溫度의 영향으로 因한 水溫의 遅れ 23日은 妥當한 것으로 받아 드릴 수 있다. break point方法에 依해서 1次週期函數가 有意한 週期函數로 判斷되었기 때문에 2次週期函數부터는 確率成分으로 一旦 認定할 수 있다. 그러므로 노량진

에서 大氣溫度의 熱傳達이 水溫에 나타나는 지체 日은 23日程度로 생각할 수 있다.

5. 推計學的 DO模型의 評價

溶存酸素 DO는 4章에서 檢討된 바와같이 24時間의 週期와 366日의 週期를 가지고 있기 때문에 DO의 時別 時系列과 日別 時系列은 非定常 時系列임이 分明하다. 推計學的 時系列 模型이 非定常인 時系列 일지라도 模型化의 最終段階에서는 時間的으로 統計的 特性이 같아야 하는 數學的 模型을 誘導하여야 한다. 그러므로 數學的 模型의 誘導은 模型化의 前段階 또는 模型內에서 原時系列을 定常時系列로 置換시키는 試圖가 必須的이다.

DO에 對한 1時間間隔의 時別 時系列에서는 原時系列을 定常時系列로 置換시킨 후 模型化를 實施하였고, 1日間隔의 日別 時系列에서는 ARIMA模型을 適用하여 模型化하였다.

5.1. 時別 DO의 推計學的 模型設定

模型化에 利用된 資料는 1975年 6月 1日부터 30日까지 서울의 濁도에 設置된 自動 水質測定機에 連續記錄되어 있는 DO濃度의 時系列<sup>33)</sup>이고 資料의 數는 720個이다. 時系列에서 異常記錄으로 判斷되는 部分은(3.1)式을 사용하여 修正하였다. 時系列  $X_t$ 의 平均값과 標準偏差는 各各 8.78과 0.4203mg/l이다. 時系列  $X_t$ 와 時別 平均값  $m_t$  및 標準偏差  $S_t$ 의 變化는 Fig. 5.1과 Fig. 5.2에 그려져 있다.

1) 週期性

時系列  $X_t$ 의 Correlogram과 Spectral density는 Fig. 5.3과 같다. Correlogram에 나타난 바와같이 지체時間  $k$ 의 增加에 따라 自己相關係數  $\gamma_k$ 는 크게 減少하지 않고 24時間의 週期를 가지며 變動하여 또한 spectral density에서도 24時間의 週期가 뚜렷이 나타나는 것을 보아 時系列  $X_t$ 의 週期는 24時間이 支配的이고 그 外의 週期는 無視할 程度로 存在하지 않는 것이 거의 確實하다. 따라서 時系列  $X_t$ 는 24時間의 週期를 가지는 非定常 時系列로 생각할 수 있다.

spectral density에서 24時間 週期에 해당하는 spectral density는 0.0667로  $M=27.60$ 인데 表 4.1의 濁도의 경우보다는  $M$ 이 적은 편이다. 12時間 週期의 痕跡도 다소 보이고 있는데 이와같은 現象은 1976年 DO 경우와 類似하다.

2) 說明分散

DO에 對한  $m_t$ 와  $S_t$ 가 Fig. 5.2에서 보여주는 바와같이  $S_t$ 는  $m_t$ 에 比해서 그 變動이 훨씬 적으나 多少

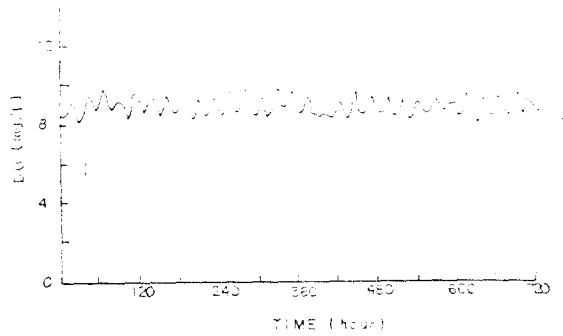


Fig. 5.1. Hourly DO Series for Dook-Do (Jun.1~30, 1975)

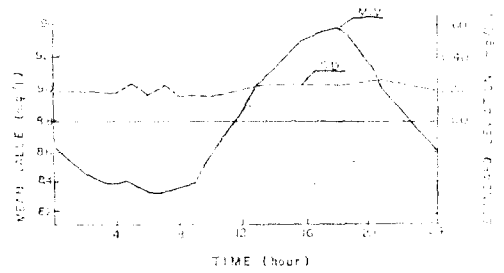


Fig. 5.2. Hourly Mean Value and Standard Deviation of DO (Jun. 1~30, 1975, Dook-Do)

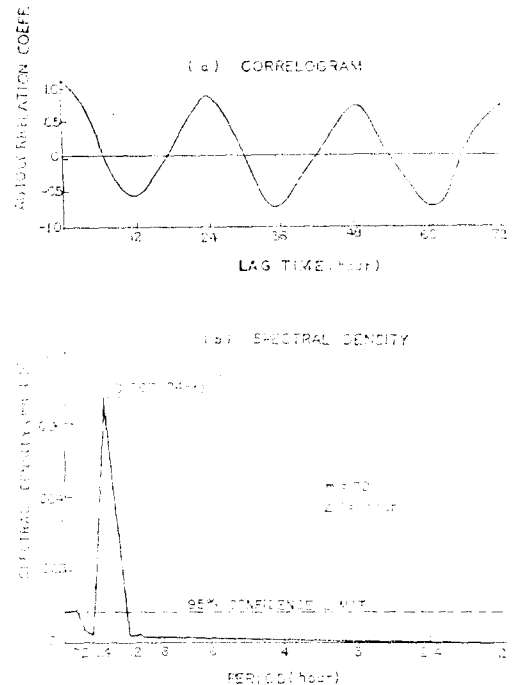


Fig. 5.3. Correlogram and Spectral Density of Hourly DO (Jun. 1~30, 1975, Dook-Do)

<表 5.1>

DO의 時平均에 대한 說明分散

項		<i>j</i>	1	2	3	4	5
<i>m<sub>r</sub></i>	Fourier係數	<i>A<sub>j</sub></i>	-0.1069	-0.0492	-0.0194	0.0229	0.0066
		<i>B<sub>j</sub></i>	-0.4925	0.0596	0.0070	-0.0052	-0.0025
	說明分散	<i>C<sub>j</sub>2/2</i>	0.1269	0.0028	0.0002	0.0003	0.0000
		%	97.3	2.2	0.2	0.2	0.0
<i>S<sub>r</sub></i>	Fourier係數	<i>A<sub>j</sub></i>	-0.0053	-0.0088	-0.0091	0.0044	-0.0045
		<i>B<sub>j</sub></i>	-0.0257	-0.0044	-0.0159	0.0034	0.0038
	說明分散	<i>C<sub>j</sub>2/2</i>	0.0003	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000
		%	39.1	5.7	19.5	2.3	2.3

※  $Var m_r = 0.1304$   
 $Var S_r = 0.0087$

의 時間的인 變動이 있다. Fourier級數의 分析結果, *m<sub>r</sub>*와 *S<sub>r</sub>*의 Fourier係數 *A<sub>j</sub>* 및 *B<sub>j</sub>*와 해당 *j*次 週期에 對한 說明分散 및  $Var(m_r)$ 에 對한 說明分散比가 表 5.1에 表示되어 있다. *m<sub>r</sub>*의 分散인  $Var(m_r) = 0.1304$ 에 對한 1次週期の 說明分散은 97.3%로 높은 값을 보여주고 있고 *S<sub>r</sub>*의 경우 1次 週期の 說明分散은 39.1%로 無視할 程度는 아니다.

3) 數學的 模型

時系列 *X<sub>t</sub>*를 2次 定常時系列로 시키기 爲하여 (2.36)式과 (2.38)式을 使用하였다. (2.38)式의 *m<sub>r</sub>*와 *S<sub>r</sub>*는 *m<sub>r</sub>*와 *S<sub>r</sub>*의 主要 週期成分에 對한 調和函數이다. 主要 週期成分은 表 5.1의 說明分散比의 크기로 보아 1次 週期에 限한 것으로 생각할 수 있다.

*S<sub>r</sub>*의 3次 週期成分도 19.5%의 說明分散比를 나타내고 있지만 Fig. 5.2에서 보는 바와같이 振幅이 크지 않으므로 模型의 設定에는 1次 週期成分만으로도 *S<sub>r</sub>*의 變化를 說明할 수 있는 調和函數로 생각할 수 있다. *m<sub>r</sub>*와 *S<sub>r</sub>*의 1次 週期函數는 다음式과 같다.

$$m_t = 8.78 - 0.1059 \cos \frac{\pi}{12} t - 0.4925 \sin \frac{\pi}{12} t \dots \dots \dots (5.1)$$

$$S_t = 0.2132 + 0.0053 \cos \frac{\pi}{12} t - 0.0257 \sin \frac{\pi}{12} t \dots \dots \dots (5.2)$$

(2.36)으로 計算된 *Z<sub>t</sub>*와 (2.38)式에 (5.1)式과 (5.2)式을 代入하여 算出된 *Z<sub>t</sub>*의 correlogram과 spectral density는 各各 Fig. 5.4과 Fig. 5.5와 같다. 特別平均을 依한 標準化 時系列 *Z<sub>t</sub>*의 correlogram(Fig. 5.4參照)에서 지체 時間 *k*의 增加에 따라 初期에  $r_k$ 는 急激히 減少하고 있다. correlogram上에는 週期性을 識

別하기 어려우나 spectral density에서는 24時間의 週期成分을 識別할 수 있다. 24時間의 週期가 correlogram上에 나타난다 하더라도  $r_k$ 는 95%의 信賴限度 부근에서 變動하고 있다.  $r_k$ 의 減少現象은 點線으로 그려진  $r_k^*$ 와 類似함을 보여주고 있다. 이와같은  $r_k$ 의 減少現象은 時系列 *Z<sub>t</sub>*가 時間에 對한 從屬時系列이며 1次 또는 2次的 自己回歸 模型의 可能性을 示唆해 주는 것이다. 調和函數를 利用하여 定常時系列化하는 (2.38)式의 *Z<sub>t</sub>*의 경우도 Fig. 5.5의 correlogram과 spectral density에서 볼 수 있는 바와같이 特別平均에 依한 *Z<sub>t</sub>*의 경우와 큰 差가 없다. 그러므로 *m<sub>r</sub>*를 利用하여 2次 定常時系列化되고 標準化된 *Z<sub>t</sub>*는 1次 또는 2次的 自己回歸模型으로 생각할 수 있다.

模型으로 부터 算出된 *Z<sub>t</sub>*의 推計學的 諸特性이 類似하다면 模型의 型態는 될수록 母數의 數가 적은 것을 擇하는 것이 바람직하다. 本 分析에서는 算出된 두가지 경우의 *Z<sub>t</sub>*는 서로 推計된 特性이 類似한 點이 있기 때문에, 母數의 數가 적은 (2.38)式의 定常時系列을 自己回歸模型의 對象으로 하였다. *Z<sub>t</sub>*를 (2.41)式 또는 (2.42)式에 適用시킨 1次와 2次에 대한 自己回歸模型은 다음 式과 같다.

$$Z_t = 0.8494 Z_{t-1} + \epsilon_t \dots \dots \dots (5.3)$$

$$Z_t = 0.7725 Z_{t-1} + 0.0906 Z_{t-2} + \epsilon_t \dots \dots \dots (5.4)$$

(5.3)式으로 表示되는 1次 自己回歸模型의 殘差  $\epsilon_t$ 의 自乘의 積은 200.37로서 그 分散은 0.279이고 (5.4)式으로서 表示되는 2次 自己回歸模型의 경우 殘差의 自乘積은 198.55로서 그 分散은 0.276이다. 그러므로 1次와 2次的 경우 分散이 1인 *Z<sub>t</sub>*에 對한 分散除去率은 72.1%와 72.4%이다. 分散除去率面에서는 2次 自己回歸模型이 다소 有利한 것으로 생각할 수 있으나 無視

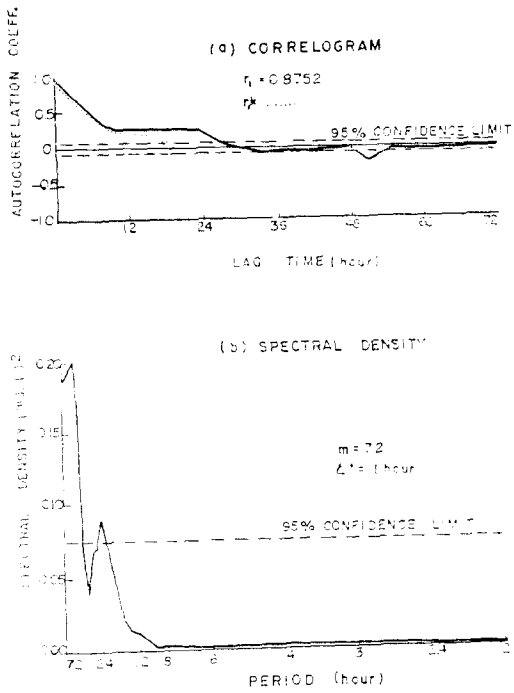


Fig. 5.4. Correlogram and Spectral Density for Standardized DO Series (Jun. 1~30, 1975, Dook-Do)

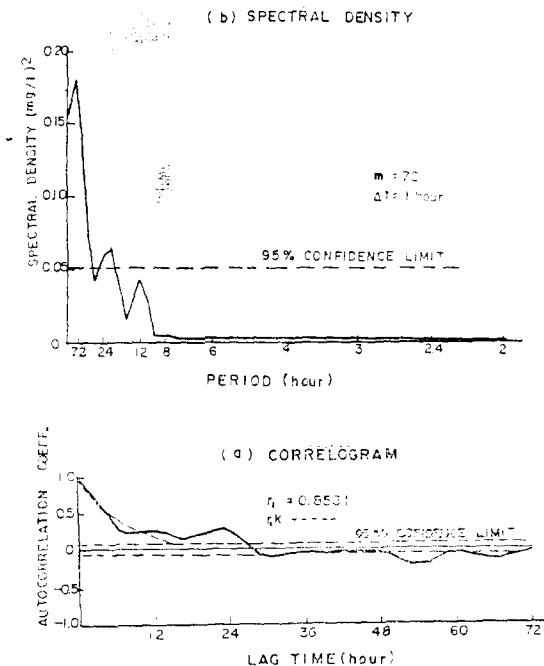


Fig. 5.5. Correlogram and Spectral Density for Harmonic Standardized DO Series (Jun. 1~30, 1975, Dook Do)

할 程度이다.

1次와 2次이 殘差成分  $\epsilon_t$ 에 對한 correlogram은 Fig. 5.6과 같다. correlogram에서 볼 수 있는 바와 같이 1次와 2次에 對한 自己相關係數  $\gamma_k$ 는 0을 中心으로 작은 값을 가지고 波狀되고 있으며 두 경우 모두 지체  $k$ 에 따라 類似한 變化를 나타내고 있다. correlogram上에는 24時間이 週期痕跡이 보이고 있으나  $\gamma_k$ 값이 극히 작은 값을 가지고 있기 때문에 殘差成分  $\epsilon_t$ 는 獨立인 確率成分에 가까워진 것을 알 수 있다. 1次와 2次 模型에 對해 (2.55)式으로 表示되는  $Q$ 이 計算結果 143과 175이다. 統計量  $Q$ 를 比較할때 1次的 경우가 적은 값을 나타내고 있기 때문에 1次 回歸模型의 殘差成分  $\epsilon_t$ 는 2次的 경우보다 獨立인 成分에 더 接近하고 있다.

두가지 自己回歸模型에서 分散 除去率인 點에서는 서로 큰 差가 없으나 統計量  $Q$ 의 값으로 判斷할 때 1次 自己回歸模型이 2次的 自己回歸模型보다 適合한 模型인 것으로 判斷된다.

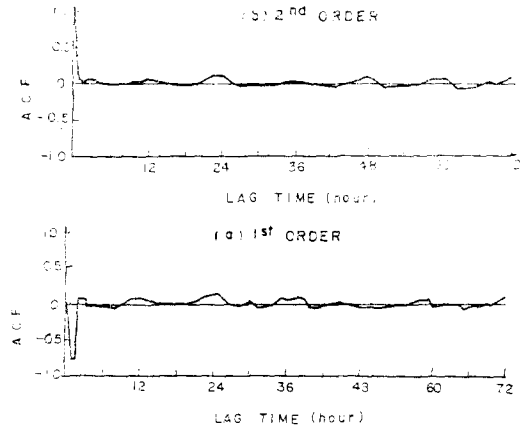


Fig. 5.6. Correlogram for Residuals After Autoregression Model(1975, Dook-Do)

### 5.2 日別 DO에 對한 ARIMA(p, d, q)模型의 選定과 評價

ARIMA模型 分析에 利用한 資料는 DO이 日別 資料로서 1年分인 366個로 構成된 時系列인데 그 變動狀況은 Fig. 5.7과 같다. 豫想되는 바와같이 水溫, 其他 環境要因으로 200日을 前後하여 DO는 작아지는데 이와같은 現象은 每年 되풀이 될 것으로 생각한다.

資料이 制限으로 季節 週期성이 包含된 (2.48)式의 ARIMA模型은 使用할 수 없으므로 本 分析에서는 (2.49)式이 模型을 使用하였다. 따라서 (2.50)式은

$$Y_t = (1-B)^d Z_t \dots \dots \dots (5.1)$$

가 되고 (2.49)式은 (p, d, q)型은 ARIMA模型이 된다

Fig. 5.8에서 나타낸 DO의 ACF는 지체  $k$ 의 증가에 따라  $\gamma_k$ 가 완만하게 減少하고 있는데 이는 時系列이 週期성을 가진 非定常 時系列임을 나타내 주고 있다. 만일 數年에 해당하는 DO의 時系列에 階差  $d$ 를 주어 (5.1)式的  $Y_t$ 를 求하고  $d$ 차에 해당하는 ACF를 檢討한다 하더라도  $k$ 의 증가에 따라 初期에는  $\gamma_k$ 값이 急激히 減少할 것이나 季節週期 또는 年間 週期에 해당하는  $k$ 에서  $\gamma_k$ 의 값은 有意한 값을 갖게 된다. 그러므로  $Y_t$ 는 定常 時系列이 될 수 없다. 따라서 非季節 模型인  $(p, d, q)$ 型的 ARIMA模型을 適用시켜야 하는 本 研究에서는 一次的으로 時系列 DO에서 年間に 內在된 主要週期를 除去할 必要가 있는 것이다.

DO의 日別 時系列  $X_t (t=1, 2, \dots, N)$ 가 (2.10)式과 같이 週期成分  $X_F(t)$ 를 가지고 있을 것이므로 (2.11)式으로 부터 主要週期를 求하고  $X_t$ 에서 主要 週期를 除去하면 殘差成分이 남는다. 本 研究에서는 이와같은 殘差成分을  $Z_t$ 라 하고  $Z_t$ 를 (5.1)式에 代入하여  $(p, d, q)$ 模型의 入力質料로 利用하였다. (2.12)式으로 부터  $X_t$ 에 對한 Fourier級數의 係數와 해당 週期에 對한 說明分散의 計算 結果는 表 5.2와 같다. 이 表에서 보는 바와같이 1次 週期函數이 分散은 4.466으로 DO의 原時系列의 平均에 對한 分散인 5.885에 對해 75.9%이 큰 說明分散을 차지하고 있고, 5次 週期函數까지는 91.1%로 全體分散을 除去하는 強한 說明力을 나타내고 있다. DO의 週期函數에 對한 (2.19)式으로 表示되는 periodogram은 Fig. 4.16과 같다. 4.1)에서 論한 break point方法에 依한 有意한函數는 Fig. 4.16에 나타난 바와같이 第2次까지의 週期가 된다. 이때 說明分散은 83.6%이다. 本 研究에서는 原 DO時系列에서 上記 2次까지의 週期成分을 除去한 殘差  $Z_t$ 를 가지고 ARIMA模型을 評價 檢討한 것이다.

DO의 原時系列에서 2次週期를 除去한 殘差成分  $Z_t$ 의  $(p, d, q)$ 模型을 判別하기 爲한  $d=0, 1, 2$ 에 對한 ACF와 PACF는 各各 Fig. 5.9와 Fig. 5.10과 같다. ARIMA模型 判別에는 ACF와 PACF를 同時에 分析

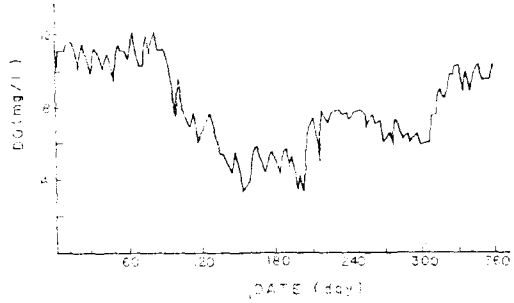


Fig. 5.7. Daily DO Series for Noryangjin(1976)

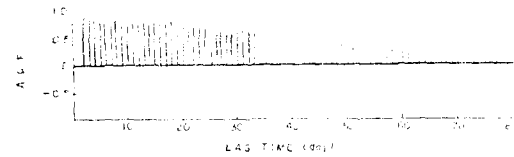


Fig. 5.8. ACF of Daily DO for Noryangjin(1976)

하는 것이 더욱 確實하므로 本 研究에도 Fig. 5.9와 Fig. 5.10을 同時에 檢討하였다. Fig. 5.9의  $d=0$ 인 경우 ACF는 지체  $k=1$ 에서  $\gamma_1=0.60$ 으로부터 시작하여  $k=3$ 에서  $\gamma_3=0.13$ 으로 急激하게  $\gamma_k$ 가 減少되었다. 週期를 除去하기 前 DO의 原時系列  $X_t$ 의  $\gamma_k$ 는 Fig. 5.8에서 볼 수 있는 바와같이 완만하게 감소한다. 反面에 週期를 除去한  $Z_t$ 의 時系列에서는  $\gamma_k$ 가 急激히 減少하여 지체  $K=3$ 에서 부터  $\gamma_k$ 의 標準誤差  $S_{\gamma_k}$ (2.51式參照)가  $\pm 2S_{\gamma_k}$ 內에 들어와 消滅되고 있다. 따라서  $Z_t$ 는 定常時系列로 看做될 수 있다. 또한 Fig. 5.10의  $d=0$ 에서는  $k=1$ 에서만 偏自己相關係數인  $\phi_{kk}$ 가 突出되고 나머지  $\phi_{kk}$ 에서는 모두  $\pm 2\phi_{kk}$ 로 작아졌다. 이와같은 ACF와 PACF의 形態는 두가지 型의  $(p, d, q)$ 模型을 提示해 주는 것이다. 하나는  $(1, 0, 0)$ 型이며 다른 하나는  $(1, 2, 0)$ 型이다.  $(1, 0, 0)$ 으로 模型을 判別한 것은 Fig. 5.9의  $d=0$ 인 ACF에서  $\gamma_k$ 가 急激히 減少하며 減少하는 경향이  $\gamma_k=\gamma_1^k$ 形을 따르고, Fig. 5.10의  $d=0$ 인 PACF에서  $\phi_{11}$ 만이 突出하여 典型的인 AR(1)의

〈表 5.2〉 日別 DO의 調和函數에 對한 說明分散

項		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Fourier 係數	$A_j$	2.7313	-0.4921	0.3414	0.0910	-0.2301	0.1835	-0.1291	0.2991	-0.0573	-0.1401
	$B_j$	1.2136	0.8125	-0.6757	-0.3430	0.3447	0.2540	0.0454	0.0507	0.1858	-0.0628
說明 分散	$C_j^2/2$	4.4662	0.4511	0.2865	0.0630	0.0861	0.0491	0.0094	0.0460	0.0189	0.0118
	Ratio(%)	75.9	7.7	4.9	1.1	1.5	0.8	0.2	0.8	0.3	0.2

※ 全體分散 :  $S_z^2=5.885$

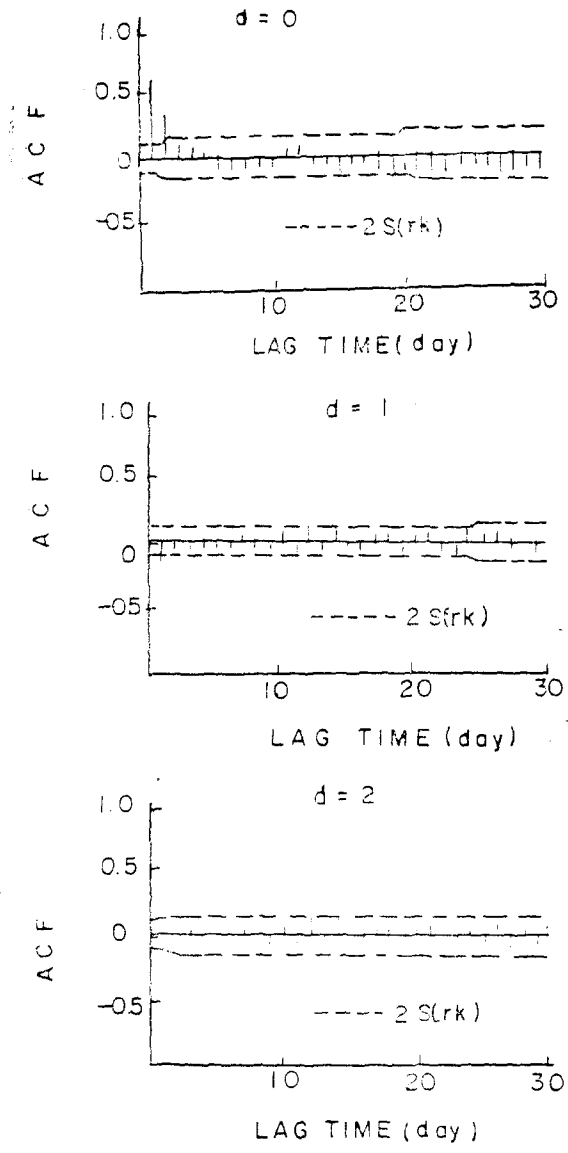


Fig. 5.9. ACF After Removal of Harmonic Components (1979, Noryangjin)

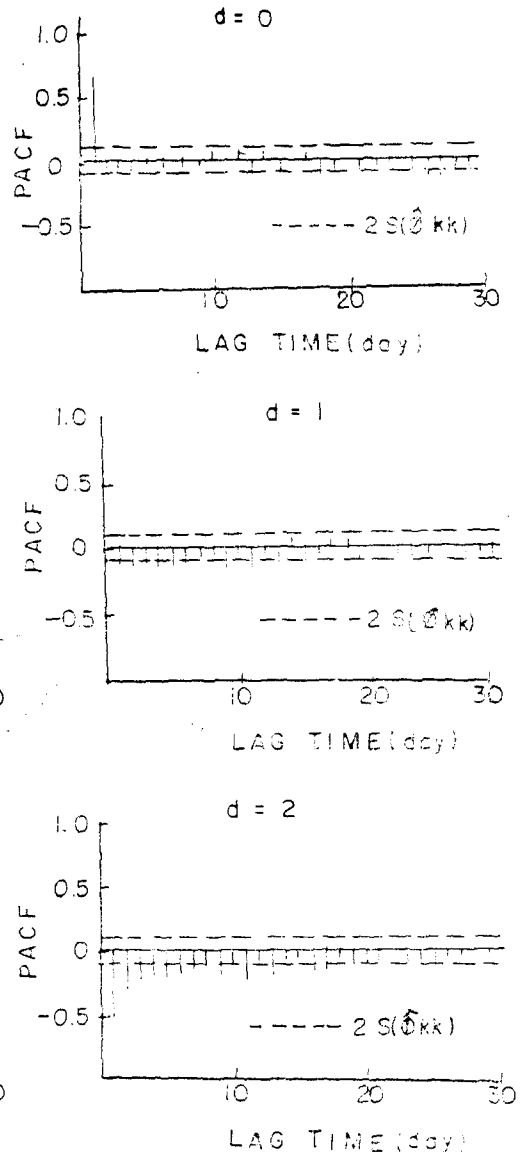


Fig. 5.10. PACF After Removal of Harmonic Components (1976, Noryangjin)

PACF의 形態이기 때문이다. (1, 0, 2)型으로 判別한 것은 Fig. 5.9의  $d=10$ 인 ACF에서  $\tau_k$ 가  $k=1$ 과 2에서만 突出해 있어 MA(2)型을 나타내 주고 Fig. 5.10의  $d=0$ 인 PACF에서는  $k=1$ 에서만  $\hat{\phi}_{11}$ 이 突出해 있어 上述한 AR(1)型의 形狀을 따르기 때문이다. 두가지 ( $p, d, q$ )型模型을 式으로 表示하면 다음과 같다.

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \bar{Z}) = a_t \dots \dots \dots (5.2)$$

$$(1 - \phi_1 B)(Z_t - \bar{Z}) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)a_t \dots \dots \dots (5.3)$$

$d=1$ 인 階差인 경우 Fig. 5.9와 Fig. 5.10에서 볼 수 있는 바와같이, ACF에서는  $k=1$ 과  $k=12$ 에서  $\tau_k$ 가

突出해 있고 PACF에서는  $K=1$ 부터 11까지  $\hat{\phi}_{kk}$ 가 다소  $\pm 2S\hat{\phi}_{kk}$ 에서 벗어나 있으나 그 벗어난 程度가 작은 便이다. 그러므로 ACF에서는 MA(2)로 PACF에서는 AR(0)로 생각하고 ( $p, d, q$ )型을 (0, 1, 2)로 判別하였으며 이 模型을 式으로 表示하면 다음과 같다.

$$(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_{12} B^{12})a_t \dots \dots \dots (5.4)$$

$d=2$ 인 階差인 경우, Fig. 5.9에서  $k=1$ 에서  $\tau_1$ 이 크게 나타나 있고  $K=12$ 에서  $2S\tau_k$ 보다 다소 큰  $\tau_{12}$ 가 남아 있으나 無視될 程度이며, Fig. 5.10에서는  $\hat{\phi}_{kk}$ 가 점차 減少하다가 波狀型으로 起伏이 甚하다. ACF만을

생각할 때는 MA(1)형을 생각해 볼 수 있으나 PACF의 樣相으로 判斷할 때 MA(1)型으로 생각할 수 없다. MA(1)인 경우 PACF가  $k$ 의 增加에 따라 指數函數로 減少하기 때문이다.

上記한 (5.2), (5.3), (5.4)式으로 判別된 3가지型의  $(p, d, q)$ 模型에 對해 母數(parameter)를 推定한 結果는 表 5.3과 같다. 母數의 推定은 (2.54)式의 最小自乘의 合이 最小가 되도록  $\phi$ 와  $\theta$  및 母平均  $\mu$ 를 推定하였는데 本 推定過程에서는 모든 推定母數를 最初에 0.5로 假定하였다. 假定된 母數를 해당  $(p, d, q)$ 模型에 代入하고 殘差의 自乘合인  $S(\phi, \theta)$ 가 最小化가 되도록 反復試算을 實施하였다. 反復試算 過程中  $S(\phi, \theta)$ 의 相對的 變化가 0.001보다 적을 때 試算을 中斷하고 이 때 計算된 값을 母數의 推定值로 擇한 것이다. 推定된 母數값에 對한 각  $(p, d, q)$ 模型中  $S(\phi, \theta)$ 의 값이 가장 적은 경우는 (1, 0, 0)型이고, 이 模型이 原時系列의 分散인  $S_z^2=5.8849$ 에 對하여 分散을 除去시킨 率은 94.89%로 優秀한 便이다. (2.55)式으로 表示되는 統計量  $Q$ 값은 殘差成分에 對해 時間的으로 獨立的인 確率成分(white noise)의 與否를 檢定하는 것으로 (1, 0, 0)型이 다른 두가지 型보다 작은 값을 가지며 確率의 信賴限度가 90.8%로 優秀한 것으로 나타나 있다.

<表 5.3> ARIMA( $p, d, q$ )模型의 分析結果

$(p, d, q)$		(1, 0, 0)	(1, 0, 2)	(0, 1, 2)
母數	$\phi_1$	0.6169	0.9148	—
	$\mu$	-0.0040	-0.0150	—
	$\theta_1$	—	0.4420	0.1929
	$\theta_2$	—	0.5587	—
數	$\theta_{12}$	—	—	-0.0961
	分散( $S_z^2$ )	5.8849	5.8849	5.8849
$S(\phi, \theta)$		109.16	120.03	130.35
殘差의 分散		0.3007	0.3325	0.3590
分散 除去 率		94.89	94.35	93.9
殘差의 標準偏差		0.54	0.57	0.60
$Q$		16.32	190.18	68.30
信賴 限度		90.82	100<	97.38

(1, 0, 2)模型은 다른 두 型보다 分散除去率이 94.4%로 優秀한 便이나  $Q$ 값이 異常히 높아  $a_t$ 가 確率成分으로서는 有意한 것으로 볼 수 없다. 그러므로 (1, 0, 2)의 模型은 不適合한 것으로 본다. (0, 1, 2)模型에는  $d=1$ 인

1日間의  $Z_t$ 의 差를 가지고 模型의 入力質料로 한 것이기 때문에  $Z_t$ 의 母數인  $\mu$ 값이 存在할 수 없다.  $d=1$ 을 擇하였다는 것은  $Z_t$ 가 定常時系列이 아니고 非定常時系列인 前提로 하여  $\mu$ 가 一定한 값을 갖지 못하기 때문이다. (0, 1, 2)模型에서 MA(2)의 2個 母數 가운데 하나가  $\theta_{12}$ 를 包含하고 있다. 이것은 Fig. 5.9의  $d=1$ 인 ACF에서  $\gamma_{12}$ 값이 突出되었기 때문이다. (0, 1, 2)模型을 사용하므로써 (1, 0, 2)보다는 分散除去率이 떨어지지만  $a_t$ 가 97.4% 信賴限度에서 보다 確率成分이라는 意義가 있는 것이다. (1, 0, 0)模型에 대한 殘差  $a_t$ 의 確率性 與否는 Fig. 5.11에서 直接 確認할 수 있다. 以上과 같은 點으로 미루어 세가지 型으로 判別된  $(p, d, q)$ 模型中 (1, 0, 0)模型이 가장 適合한 것으로 判斷되고 다음으로 (0, 1, 2)模型을 들 수 있다.

Mehta<sup>5)</sup>等은 美國의 Passaic江에 對한 日別 DO不足量의 年間 時系列 資料를 가지고 ARIMA의  $(p, d, q)$ 模型을 檢討하였다. 水溫이  $t^\circ\text{C}$ 일 때 DO의 泡和濃度에서 DO의 濃度を 除한 DO 不足量은 溫度의 影響을 많이 排除했기 때문에 DO의 時間的 變動 狀態와 直接的으로 比較하기는 無理가 있다. 그러나 本 分析에서는 DO에 對해 2次까지의 週期를 排除하였기 때문에 間接的으로 水溫의 週期性을 排除한 結果가 된다. 即 DO와 水溫의 相關係는  $-0.878$ (表 4.4參照)이고 水溫에 對한 1次 調和週期는 97.4%의 說明分散(Fig. 4.20參照)이 있기 때문이다. 그러므로 Passaic江과 本分析의  $(p, d, q)$ 模型 比較는 어느 정도 可能한 것이다. Passaic江의 경우 DO不足量에 對한 調和 分析結果 年間 1次週期를 除去한 說明分散이 20%內外이기 때문에 週期의 除去없이 ARIMA模型을 檢討한 것이다.

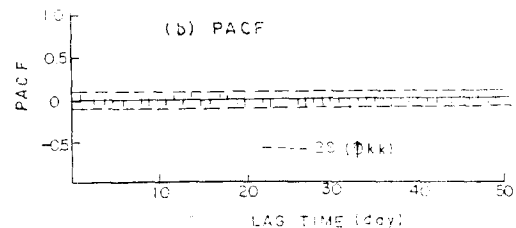


Fig. 11. ACF and PACF for Residual After (1, 0, 0) Model (1976, Noryangjin)



Mehta<sup>5)</sup> 등은 模型의 分析結果(0, 1, 0)型和 (1, 0, 0)型을 判別하고 두型 中에서 (1, 0, 0)型이 適合하다는 것을 提示하였다. 이와같은 結果는 本 分析의 結果와 크게 다르지 않은 것으로 判斷된다.

## 6. 結 論

本 研究는 自動水質測定機로 노량진과 독도에서 1975年과 1976년에 連續測定된 5個 項目의 水質資料인 時系列을 分析하여 漢江下流部의 水質 變化의 週期性을 發見하고, 水質의 時間的 變動 狀態를 究明하며, 時間別 및 日別에 對한 推計學的 模型을 推論하고 評價한 것이다.

水質의 週期性和 變動狀態에 對한 分析 技法으로는 調和分析, spectral分析, 自己相關分析 等の 技法을 使用하였고, 推計學的 模型 分析에는 自己回歸模型과 ARIMA의  $(p, d, q)$ 模型을 適用시켰다. 本 研究를 通하여 얻어진 成果는 아래와 같다.

1) 時間別 水質은 都市下水의 週期的인 排出로 因해 24時間의 支配的인 週期和 12 時間의 週기로도 變動한다. 12時間의 週期는 主로 家庭下水의 影響으로 보며 특히 독도보다 노량진에서 多少 12時間의 週기가 뚜렷한 것은 減潮의 影響에 基因된 것으로 생각한다.

2) DO와 濁度의 時間別 變動狀態로 보아 午前보다 午後의 水質이 良好하고, DO가 24時間의 週기로 變化하는 것은 水溫과 汚染物質의 週期變動外에 藻類에 依한 影響이 큰 것으로 본다.

3) 水質汚染으로 因해 독도보다 노량진에서 水溫이 높고 水溫의 最大 發生時間도 노량진의 경우가 2時間 度程 빠른 것으로 判斷된다.

4) DO와 水溫, 濁度와 流量, 水溫과 大氣溫度間에 相關係數는 各各  $-0.878, 0.746, 0.957$ 로 높은 相關性을 보이며 水溫에 對한 大氣溫도의 熱傳達現象의 遲滯는 23日 程度이다.

5) DO의 時間別 時系列은 標準化하여 定常時系列로 置換했을 경우, 1次自己回歸模型이 2次 自己回歸模型보다 適合하다.

6) 日別 DO 時系列에 ARIMA模型의  $(p, d, q)$ 模型을 適用시키기 爲해서는 主要 週期成分을 除去해야 하며 主要 週期成分을 除去한 後 DO의 時系列에 對해 判別되는  $(p, d, q)$ 模型은  $(1, 0, 0), (1, 0, 2), (0, 1, 2)$ 型이고, 이 中 가장 適合한 것은  $(1, 0, 0)$ 模型이다.

本 研究를 進行하는 過程에서 繼續하여 研究 價値가 있다고 생각되는 課題를 記述하면 다음과 같다.

DO에 對한 時間 또는 河川 流路 延長의 函數로 表

示되는 推計學的 DO模型의 開發은 河川水質 管理計劃과 下水의 放流計劃에 바람직한 것이다. 이와같은 模型化는 DO의 垂荷曲線(DO Oxygen Sag Curve)式을 代用할 수 있고 脫酸素係數 및 再暴氣係數 等を 推定할 수 있는 契機가 될 수도 있다.

水溫과 大氣溫도의 相關性이 매우 높기 때문에 大氣溫度를 利用하여 河川水溫을 推定하는 模型의 開發은 河川의 熱汚染管理에 必要한 것으로 본다. 水質의 連續時系列로부터 1時間과 日 또는 月과 같이, 時間간격이 서로 다른 2個의 時系列을 入力資料로 使用하는 새로운 型의 ARIMA模型의 開發은 長期的인 水質變動을 豫測할 수 있기 때문에 하나의 바람직한 研究課題로 생각한다.

## 謝 意

이 論文을 指導해 주신 鮮于仲皓 教授任과 誠意껏 돌봐주신 安守漢 教授任께 眞心으로 感謝를 드립니다. 貴中한 時間을 割愛하여 電算프로그램의 作成과 計算過程을 도와 주신 朴仁輔 教授에게 感謝의 뜻을 傳합니다.

## 參 考 文 獻

- 1) Thomann, R.V., Time Series Analysis of Water Quality Data, J. Sanit. Eng. Div. ASCE, 93, No. SAI, pp.1~23, Feb., 1967.
- 2) Hahn, R.L., Time Series Analysis of Daily Measurements of Water Quality Parameters of the Passaic River at Little Falls, New Jersey. M.S. Thesis, Rutgers Univ., New Brunswick, N.J. 1972.
- 3) McMichael, F.C. and Y.S. Hunter, Stochastic Modeling of Temperature and Flow in Rivers, Mater Resour. Res., 8(1) 87~98, 1972.
- 4) Box, G.E.P., and G. Jenkins, Time Series Analysis Forecasting and Control. Holden-Day, Sanfrancisco, Calif., 1970.
- 5) Mehta B.M., and R.C. Ahlert Stochastic Variation of Water Quality of the Passaic River, Water Resour. Res., 11(2), 300~308, 1975.
- 6) Hipel. K.W., A.I. McLeod and W.C. Lennox, Advances in Box-Jenkins Modeling 1, Model Costruction, Water Resour. Res., 13(3) 567~575, 1977.

- 7) Mcleod, A.I., K.W. Hipel and W.C. Lennox, Advances in Box-Jenkins Modeling 2. Applications, Water Resour. Res., 13(3), 577~86, 1977.
- 8) Norse, W.L., Stream Temperature Prediction Model, Water Resour. Res., 6(1)290~302, 1970.
- 9) Chen, C., Fate of thermally polluted Surface Water in Rivers, J. Sanit. Eng. Div. ASCE., 97(SA 3), 311~331, 1971.
- 10) Long, L.L., Water Temperature Forecasting and Estimation Using Fourier Series and Communication. Theory Techniques, Water Resour. Res., 12(5), 881~887, 1976.
- 11) Song, C.C.S., and C.Y. Chien, Stochastic Properties of Daily Temperature in Rivers, J. Env. Eng. Div. ASCE., 103(EE2), 217~231, 1977.
- 12) Song, C.C.S., and K.S. Leung, River Temperature Variation with Freeze and, storage J. Env. Eng. Div. ASCE., 104(EE5) 879~888, 1978.
- 13) Kothandaraman, V., Analysis of Water Temperature Variations in Large River, J. Env. Eng. Div. ASCE. 97,(SA1), 1971.
- 14) Lettenmaier, D.P., Detection of Trends in Water Quality Data from Recodes with Dependent Observations, Water Resour. Res., 12(5) 1037~1046, 1976.
- 15) Whitehead, P., and P. Young, Water Quality in River Systems: Monte-Carlo Analysis, Water Resour. Res., 15(2), 451~459, 1979
- 16) 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, 3(1), 43~51, 1977.
- 17) 李弘根, 漢江水質汚染의 推計學的 變動에 對한 研究, 大韓保健協會誌, 3(1), 43~51, 1977.
- 18) Chow, V.T., and S.J., Kareliotis, Analysis of Stochastic Hydrology System, Water Resour. Res., 6(6) 1569~1582, 1970.
- 19) Quimpo, R.G., Autocorrelation and Spectral Analysis in Hydrology, J. Hydraul. Eng. Div. ASCE., 94(Hy2), 363~373, 1968a
- 20) Quimpo, R.G., Stochastic Analysis of Daily River Flows, J. Hydraul. Eng. Div. ASCE., 94(Hy1), 43~57, 1968b
- 21) Anderson, R.L., Distribution of Serial Correlation Coefficients: Annals of Math. Statistics, 8(1), 1~13, 1941.
- 22) Wiener, N., Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series(With Engineering Applicants), the M.I.T. Press, Cambridge, Mass., 1949.
- 23) Yevjevich, V., Fluctuations of Wet and Dry Years, an Analysis by Variance Spectrum, Colorado State University Series of Hydrology Paper, No. 94, Aug., 1977.
- 24) Rosner, L.A., and V. Yevjevich, Mathematical Models for Time Series of Monthly Precipitation and Monthly Runoff, Colorado State University, Series of Hydrology Papers, 4~7, Oct. 1966.
- 25) Blackman, R.B., and Tukey, J.W., The Measurement of Power Spectra, New York, Dover Publications, Inc., p.190, 1958.
- 26) Bartlett, M.S., On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series, J. Royal Stat. Soc., B8, 27, 1946.
- 27) 건설부, 한국수문조사 연보, p.284, 1976.
- 28) 神戸市環境局 水質保全課, 神戸市域における 水質管理技術의 研究, 水質保全論文集, 水質管理計劃編, 24~53, 1977.
- 29) Rich, L.G., Environmental System Engineering, McGraw-Hill Co. 1973.
- 30) Yevjevich, V., Structural Analysis of Hydrologic Time Series, Colorado State University Hydrology Paper No. 56, 1972b.
- 31) 建設部, 産業基地開發公社, 韓國河川調査書, p. 297, 1974.
- 32) 중앙관상대, 기상월보, 1月~12月, 1976.
- 33) 辛正來, 申載英, 俞炳泰, 金鹿泰, 洪性億, 自動水質 모니터에 의한 漢江水質調査研究, 서울特別市保健研究報, Vol. 11, 133~134, 1975.
- 34) 李相造, 家庭水 使用量에 關한 調査研究, 大韓保健協會誌, 6(2), 67~73, 1980.
- 35) O'Connor, D.J., et al, Notes on Stream and Estuarine Analysis, Manhattan College Summer Institute in Water Pollution Control, New York, May, 1971.