

〈論 文〉

## 多變量 Thomas-Fiering 모형과 Matalas 모형의 比較研究 A Comparative Study on the Multivariate Thomas-Fiering and Matalas Model

이주현\* 이은태\*\*  
Lee, Joo-Heon · Lee, Eun-Tae

Abstract □ The purpose of the synthetic generation of monthly river flows based on the short-term observed data by means of multivariate stochastic models is to provide abundant input data to the water resources systems of which the system performance and operation policy are to be determined beforehand.

In this study, multivariate Thomas-Fiering and Matalas models for synthetic generation based on streamflows in neighboring basin were employed to check if it can be applied in the modeling of monthly flows. Statistical parameters estimated by Method of Moment and Fourier Series Analysis respectively were reproduced for statistical features. For comparisons the statistical parameters of the generated monthly flows by each model were compared with those of the observed monthly flows.

Results of this study suggest that the application of Matalas model for synthetic generation of monthly river flows can be adapted

요 지: 단기간의 實測 資料를 이용하여 多變量 推計學的 모형에 의해 月流量 資料를 模擬發生 시키는 목적은 水資源 시스템의 運營 操作 方針을 결정하기 위한 풍부한 人力資料를 제공하는데 있다.

본연구에서는 2종류의 多變量 모형(Thomas-Fiering 과 Matalas)을 서로 근접해 있는 두지점에 적용하여 각각의 모형에 의한 模擬 結果의 우수성과 적용 가능성을 검토하여 보았으며, 이를 위해 모멘트법과 Fourier 분석에 의한 實測資料의 統計特性值를 구하였으며 비교의 기준으로는 實測值와 模擬發生 資料의 統計特性을 이용하였다. 본연구에 사용한 자료를 이용한 연구분석 결과로는 多變量 Matalas 모형이 좀더 좋은 결과를 얻을 수 있었으며 變數推定도 수월함을 보였다.

### 1. 서 론

推計學的 模擬發生技法은 과거 30여년간 많은 水文學者에 의해 연구가 진행돼왔으며, 초기에는 一變量(univariate), 定常(stationary) 時系列모형의 개발에 초점을 두었다. 그러나 갈수록 복잡해지는 水資源開發計劃으로 인하여 多變量(multivariate) 모형의 필요성이 증대되었다.

多變量 모형은 單一地點이 아닌 2개 이상의 서로 근접해 있는 지점을 대상으로 하는 모형으로서, 自己相關成

分 뿐만 아니라 서로 다른 系列간의 相互相關係數(cross correlation)을 兩數로 하고 있다. 또한 多變量 모형은 일반적으로, 이용하고자 하는 水文時系列이 단기간의 자료일 경우 一變量 모형을 이용할 경우 야기되는 標本化(sampling) 과정에서의 誤差를 줄일수 있어, 보다 정도 높은 결과를 유도할 수 있다고 알려져 있다.

본 연구에서는 單一地點이 아닌 流域전체의 水文特性, 또는 서로 다른 지점간의 상호상관성을 고려한 水文特性을 파악하기 위해서 12개월 週期성을 고려한 媒介變數

\* 경희대학교 대학원 토목공학과

\*\* 경희대학교 토목공학과 부교수

推定方法에 의해 Thomas-Fiering(1962)에 의해 제시된 1차 자기회귀 形態의 2지점 모형(two-station model)과 Matalas(1967)의 多變量 1차 자기회귀 모형을 洛東江流域의 倭館과 津洞 2지점에 대해 각각 적용하여 100년간의 月流量을 模擬發生하였고 模擬發生된 자료의 통계학적 특성치를 과거 實測資料의 통계학적 특성치와 비교함으로써 多變量 모형을 이용한 資料擴充의 적용가능성을 검토함과 동시에 선정된 두 모형을 서로 분석하여 보았다.

## 2. 多變量 모형의 구조

### 2.1 Thomas-Fiering 모형

본 연구에서 이용하게 될 2지점(two-station) Thomas-Fiering 모형은 單一地點(single station)에 적용되는 變量 Thomas-Fiering 모형으로 부터 유도된 모형으로서 1차 자기회귀 形態의 2지점 Thomas-Fiering 모형을 행렬식으로 나타내면 다음과 같이 된다.

$$Z_t = C_t \cdot Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.1)$$

여기서  $Z_t$ 는 각지점의 標準化, 正規化 되어있는 流量값의  $(2 \times 1)$  행렬이며,  $\epsilon_t$ 는 시간(time)에 있어서는 獨立的(independent)이고 空間(space)에 대해서는 從屬的(dependent)인 殘差項(residuals)의  $(2 \times 1)$  행렬이다. 한편  $C_t$ 는 지점간의 상호상관성과 週期別 자기회귀과정을 나타내는 媒介變數의  $(2 \times 2)$  행렬을 나타낸다.

### 2.2 Matalas 모형

Matalas에 의해 제안된 多變量 1차 자기회귀 모형을 월별 週期性を 고려하여  $n$ 개의 지점에 대해 적용하면 다음과 같은 행렬형태의 구조를 갖는 식으로 나타낼 수 있다.

$$Z_{t+1} = A_{11} \cdot Z_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (2.2)$$

여기서  $Z_{t+1}$ 는  $n$ 개 지점의 標準化, 正規化 되어있는 流量값의  $(n \times 1)$  행렬이며,  $\epsilon_{t+1}$ 는 系列間(serially)에 독립적이고 空間에 대해서는 從屬的인 殘差項의  $(n \times 1)$  행렬로서 다음 식(2.3)에 의해 산정되어 진다.

$$\epsilon_{t+1} = B_t \cdot \zeta_{t+1} \quad (2.3)$$

여기서  $\zeta_{t+1}$ 는 시간과 공간에 대해 독립적인 無作為變數로서 일반적으로 原時系列의 確率分布型과 동일한 分布型을 갖는 亂數를 이용한다. 한편 식(2.2)과 식(2.3)에서의  $A_{11}$ 와  $B_t$ 는  $n$ 개 지점의 상호상관성을 나타내는 媒介變數의  $(n \times n)$  행렬이다.

## 3. 月流量 發生모형의 適用

### 3.1 基本統計量 算定

1964년 부터 1983년 까지의 洛東江 水系의 津洞과 倭館의 月流量資料(建設部, 韓國水文學會誌 1964~1983, 洛東江 流量測定 調査 報告書, 1986. 12)를 이용하였으며, 두지점에 대한 月別 基本통계량 산정결과를 표 3.1에 나

표 3.1 月流量의 基本통계량 산정결과(倭館, 津洞)

month	평균		표준편차		왜곡도계수				상호상관계수	
	왜관	진동	왜관	진동	원자료		대수변화		lag0	lag1
					왜관	진동	왜관	진동		
1	38.1	69.8	37.8	28.1	3.289	0.853	0.386	-0.144	-0.016	-0.012
2	47.7	106.2	37.3	74.7	1.770	1.572	-0.165	0.271	0.640	0.221
3	74.5	182.8	85.9	218.5	3.561	3.624	0.420	1.355	0.799	0.560
4	141.6	326.9	149.6	270.8	2.259	1.280	-0.317	0.026	0.922	0.257
5	112.5	266.3	98.1	203.2	1.362	0.876	-0.429	-0.473	0.885	0.809
6	88.8	236.2	87.4	239.3	2.022	2.339	-0.747	-0.378	0.818	0.071
7	444.6	1081.0	325.9	759.4	0.596	1.031	-0.773	-1.206	0.920	0.295
8	310.7	843.0	207.6	518.8	1.136	0.388	-0.410	-0.925	0.873	-0.114
9	268.4	699.8	207.8	552.1	1.083	1.200	-0.351	0.030	0.910	-0.123
10	70.0	195.8	35.5	86.4	0.790	0.146	-1.693	-0.814	0.859	0.577
11	49.4	138.9	27.1	93.0	0.917	1.563	-0.702	0.179	0.863	0.543
12	38.8	94.3	17.1	35.8	-0.003	0.098	-1.036	-2.052	0.657	0.514
	140.0	353.4	109.8	256.7	총평균					

타냈으며, 표 3.1에서 알 수 있듯이 두지점에 대한 原資料의 歪曲度係數는 대부분 0에서 크게 벗어나고 있다. 따라서 原資料에 대한 定規化작업이 요구되었으며 본 연구에서는 河川流量의 定規化작업에 일반적으로 이용되는 Logarithmic Transformation중에서 2變數 對數變換(two-parameter logarithmic transformation)을 이용하였으며 對數變換후의 資料의 歪曲度係數는 대체로 0에 가까와 定規化됨을 알수 있었다. 또한 原資料와 標準化된 資料의 週期性을 보기위해 系列相關係數를 구하여 圖示한 결과(그림 4.3-4)를 보면 標準化함으로서 週期性이 제거됨을 보이고 있다.

### 3.2 Fourier 級數分析

일반적으로 原時系列의 週期性向은 평균, 표준편차, 系列相關係數등과 같은 기본통계량에서 나타나게 되며 이러한 週期性向을 갖게되는 샘플의 모멘트 법에 의한 기본통계량들을  $u$ 라고 표시하였을때 Fourier 級數分析을 이용하여 週期性을 갖는 통계특성치  $V_t$ 를 계산하는 방법은 다음과 같다.

$$V_t = U + \sum_{j=1}^h [A_j \cos(2\pi jt/\omega) + B_j \sin(2\pi jt/\omega)], \quad t=1, \dots, \omega^k \quad (3.1)$$

$$A_j = \frac{2}{\omega} \sum_{t=1}^{\omega} U_t \cos\left(\frac{2\pi jt}{\omega}\right), \quad j=1 \dots h \quad (3.2)$$

$$B_j = \frac{2}{\omega} \sum_{t=1}^{\omega} U_t \sin\left(\frac{2\pi jt}{\omega}\right), \quad j=1 \dots h \quad (3.3)$$

이식에서  $U$ 는  $U_t (t=1, 2, \dots, \omega)$ 의 평균값을 의미하며, 이상의 방법에 의해 본연구에서 사용하고자 하는 津洞과 倭館 지점의 자료에 대하여 평균, 표준편차, 왜곡도계수, 系列相關係數를 구해본 결과 모멘트법에 의한 결과(표 3.1)와 미소한 차이밖에 없음을 보였다.

### 3.3 多變量 모형의 媒介變數 推定

#### 3.3.1 Thomas-Fiering 모형

Thomas-Fiering 모형의 媒介變數 추정을 위해서는 이 에 앞서서 標準化, 正規化 되어있는 月流量자료  $Z_{v,t}$ 를 식(2.1)의  $Z_t$ 로 재배열 하여야 한다. 즉,  $Z_{1,t} = Z_t$ ,  $Z_{2,t} = Z_{t-1}$ , ...,  $Z_{1,t} = Z_{1,t}$ ,  $Z_{2,t} = Z_{1,t}$ 과 같이 되며, 본 연구에서는 20년간의 月流量자료를 사용하였으므로  $Z_{20,12} = Z_{240}$ 으로 된다.

따라서 식(2.1)에서 추정해야 할 媒介變數는  $C_t$ 행렬의

元素(element)

$C_t^{(1)}, C_t^{(2)}, C_t^{(1)}, C_t^{(2)}$ 와 殘差項의  $\omega^{(1)}, \omega^{(2)}$ , 등으로서 週期  $t$ 에 따라 각각 月別로 산정하게 되며 지점(1)과 지점(2)의 두지점에 대하여 적용할 경우,  $\Sigma$ 로 표시되는 Quantity Matrix의 元素를 산정하므로써 식(3.4)과 식(3.5), (3.6)에 의하여 각각 추정하게 된다.

$$C_t = \Sigma_{t,t}^{-1} \cdot \Sigma_{t,t,t}^{-1} \quad (3.4)$$

$$\epsilon^{(1)}_t = \zeta_t \sqrt{\text{Var } \epsilon^{(1)}_t} \quad (3.5)$$

$$\epsilon^{(2)}_t = \zeta_t \frac{[\text{Cov } \epsilon^{(1)}_t \epsilon^{(2)}_t]}{\sqrt{\text{Var } \epsilon^{(1)}_t}} + \zeta_{t+1} \frac{[\text{Var } \epsilon^{(2)}_t - (\text{Cov } (\epsilon^{(1)}_t, \epsilon^{(2)}_t))^2]}{\text{Var } \epsilon^{(1)}_t} \quad (3.6)$$

식(3.5)와 식(3.6)에서  $\zeta_t$ 는 時間과 空間에 대하여 獨立인 특성을 나타내는 無作為 變數로서 일반적으로 亂數(random number)를 이용한다.

이상에서와 같이 Thomas-Fiering 모형의 媒介變數는 각지점의 自己回歸過程과 서로 다른 지점간의 상호상관성을 보유하고있는 Quantity Matrix를 산정하므로써 얻어 지게 된다. 따라서 Quantity Matrix를 산정하는 방법은 다음과 같으며 이 행렬의 각각의 元素(element)는 다음절에서 설명하게 될 Matalas 모형의  $M_{1,1}, M_{1,2}$  행렬의 元素와 같은 구조를 갖고 있음을 알 수 있다.

$$\Sigma_{t-1,t} \begin{bmatrix} (1,1) & (1,2) \\ (2,1) & (2,2) \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

$$\Sigma_{t-1,t}(1,1) = \frac{1}{N} [Z_{t-1}^{(1)} Z_t^{(1)} + Z_{t+1}^{(1)} Z_{t+2}^{(1)} + Z_{t+2}^{(1)} Z_{t-1}^{(1)} + \dots]$$

$$\Sigma_{t-1,t}(2,2) = \frac{1}{N} [Z_{t-1}^{(2)} Z_t^{(2)} + Z_{t+1}^{(2)} Z_{t+2}^{(2)} + Z_{t+2}^{(2)} Z_{t+3}^{(2)} + \dots]$$

$$\Sigma_{t-1,t}(1,2) = \frac{1}{N} [Z_{t-1}^{(1)} Z_t^{(2)} + Z_{t+1}^{(1)} Z_{t+2}^{(2)} + Z_{t+2}^{(1)} Z_{t+3}^{(2)} + \dots]$$

$$\Sigma_{11} \begin{bmatrix} (1,1) & (1,2) \\ (2,1) & (2,2) \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_{t-1,t-1} \begin{bmatrix} (1,1) & (1,2) \\ (2,1) & (2,2) \end{bmatrix}$$

여기서  $Z_t$ 는 標準化, 正規化되어 있는 각 지점의 月流量자료이며, 괄호안의 숫자 (1)과 (2)는 각각 지점을 나타낸다. 이와같은 방법에 의하여 산정된 Thomas-Fiering 모형의 媒介變數 추정결과는 표 3.2와 같다.

표 3.2 Thomas-Fiering 모형의 매개변수 추정결과

	$C_t$	$\text{Var } \epsilon_t^{(1)}$	$\text{Var } \epsilon_t^{(2)}$	$\text{Cov } \epsilon_t^{(1)} \epsilon_t^{(2)}$	
1	0.22828 -0.26518	0.11558 0.51529	0.89984	0.84381	-0.07224
2	0.79488 0.22021	0.23320 0.73770	0.31974	0.41252	0.30271
3	0.44772 0.07741	0.27376 0.56104	0.56782	0.62369	0.43649
4	0.53579 0.05425	-0.17144 0.23681	0.83032	0.92045	0.83980
5	0.66801 -0.15131	0.19291 -0.97143	0.27887	0.30453	-0.22742
6	1.23796 0.87662	-1.02452 -0.66323	0.66340	0.82105	0.57548
7	-0.58194 -0.55452	0.77087 0.69426	0.80127	0.84056	0.74243
8	-0.14615 -0.81946	0.02001 0.77506	0.98362	0.89632	0.85729
9	0.32802 -0.07148	-0.40987 0.13584	0.95922	0.99340	0.92422
10	0.64844 0.10712	-0.01314 0.56753	0.59486	0.55584	0.46360
11	0.82720 0.33663	-0.16739 0.23024	0.52561	0.70051	0.50769
12	1.51158 0.33750	-0.79036 0.54495	0.15205	0.27175	0.09733

## 3.3.2 Matalas 모형

Matalas의 多變量 1차 自己回歸 모형에서 추정해야 할 媒介變數는 식(2.2)에서의  $A_{t,t}$  행렬과  $B_t$  행렬이 있다. 이와같은 媒介變數行列(parameter matrix)은 서로 다른 지점간의 상호상관계수를 원소로 하는 相關行列(correlation matrix)에 의해 구할 수 있으며 다음 식(3.8) 및 식(3.9)과 같은 방법에 의하여 추정할 수 있다.

$$A_{t,t} = M_{t,t} M_{t,t}^{-1} \quad (3.8)$$

$$B_t \cdot B_t^T = M_{t,t} - M_{t,t} \cdot M_{t,t}^{-1} \cdot M_{t,t}^T = D_t \quad (3.9)$$

여기서,  $M_{t,t}$  행렬과  $M_{t,t}^{-1}$  행렬은  $Z_{t,t}$  계열의 相關行列이고, 이를  $n$ 개의 지점에 적용한 행렬형태로 나타내면 다음과 같으며

$$M_{k,t} = \begin{bmatrix} \gamma_{k,t}^{11} & \gamma_{k,t}^{12} & \dots & \gamma_{k,t}^{1n} \\ \gamma_{k,t}^{21} & \gamma_{k,t}^{22} & \dots & \gamma_{k,t}^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{k,t}^{n1} & \gamma_{k,t}^{n2} & \dots & \gamma_{k,t}^{nn} \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

여기서,  $k$ 는 遲滯量,  $t$ 는 주기,  $n$ 은 지점수를 각각 나타내고 있다. 한편,  $B_t$  행렬은  $A_{1,t}$  행렬과 같이 일정한 正解를 갖고 있지 않기 때문에 Young(1968)은  $B_t$  행렬을 下位三角行列(lower triangular matrix)로 가정하므로써  $B_t$  행렬의 0이 아닌(non-zero) 對角元素(diagonal element)를 구하는 방법을 제시하였으며, 다음과 같은 행렬형태로 나타낼 수 있다.

$$B_i \cdot B_i^T = \begin{pmatrix} b_{11}^{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ b_{11}^{21} & b_{11}^{22} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & 0 \\ b_{11}^{n1} & b_{11}^{n2} & \dots & \dots & b_{11}^{nm} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11}^{11} & b_{11}^{21} & \dots & \dots & b_{11}^{m1} \\ b_{11}^{21} & b_{11}^{22} & \dots & \dots & b_{11}^{m2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & b_{11}^{nm} \end{pmatrix} \quad (3.11)$$

$$D_i = \begin{pmatrix} d_{11}^{11} & d_{11}^{12} & \dots & d_{11}^{1n} \\ d_{11}^{21} & d_{11}^{22} & \dots & d_{11}^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ d_{11}^{n1} & d_{11}^{n2} & \dots & d_{11}^{nm} \end{pmatrix} \quad (3.12)$$

이상과 같은 이론에 입각하여 月別로 산정된 Matalas 모형의 媒介變數 추정결과는 표 3.3과 같다.

## 4. 結果의 分析

### 4.1 相關圖 分析

月流量 자료에 대한 持續性과 正常性의 존재 여부를 판단하기 위해서 實測資料와 模擬發生된 月流量 자료의 相關圖를 그린 것이 그림 4.1과 그림 4.2이다.

그림을 보면 實測資料의 倭館과 津洞지점 모두가 12개월의 뚜렷한 週期性을 나타내고 있으며 동시에 信賴限界를 벗어나고 있는 非正常時系列임을 쉽게 알 수 있다. 그러므로 模擬發生에 앞서서 原資料의 正常化 作業이 요구되었으며 Young-Pisano 殘差技法에 의해 標準化한 자료로부터 變量間의 自己相關係數를 구하여 遲滯量에 대해 圖示한 것이 그림 4.3과 그림 4.4이다.

이와같은 과정을 거쳐서, 2가지 모형에 의해 模擬發生

표 3.3 Matalas 모형의 媒介變數 추정결과

월	A <sub>i,t</sub>		B <sub>i</sub>	
1	0.70179	-0.47313	0.84863	0.00000
	0.08035	0.20633	0.05303	0.96248
2	0.79488	0.23320	0.56545	0.00000
	0.22021	0.73770	0.53533	0.35488
3	0.44772	-0.17144	0.91122	0.00000
	0.07741	0.23681	0.92162	0.26657
4	0.53579	-0.17144	0.91122	0.00000
	0.05425	0.23681	0.92162	0.26657
5	0.66801	0.19291	0.52808	0.00000
	-0.15131	0.97143	0.43065	0.34506
6	1.23796	-1.02452	0.81449	0.00000
	0.87662	-0.66323	0.70655	0.56730
7	-0.58194	0.77087	0.89514	0.00000
	-0.55452	0.69426	0.82941	0.39069
8	-0.14615	0.02001	0.99178	0.00000
	-0.81946	0.77506	0.86440	0.38618
9	0.32802	-0.40987	0.97940	0.00000
	-0.07148	0.13584	0.94336	0.32080
10	0.64844	-0.01314	0.77127	0.00000
	0.10712	0.56753	0.60108	0.44106
11	0.82720	-0.16739	0.72499	0.00000
	0.33663	0.23024	0.70027	0.45841
12	1.51158	-0.79036	0.38993	0.00000
	0.33750	0.54495	0.24961	0.45765

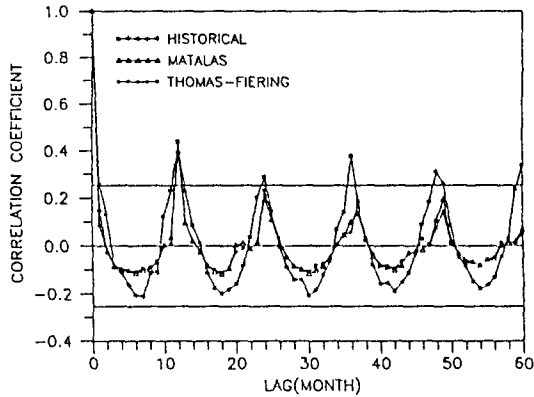


그림 4.1 月流量 자료의 相關圖(倭館)

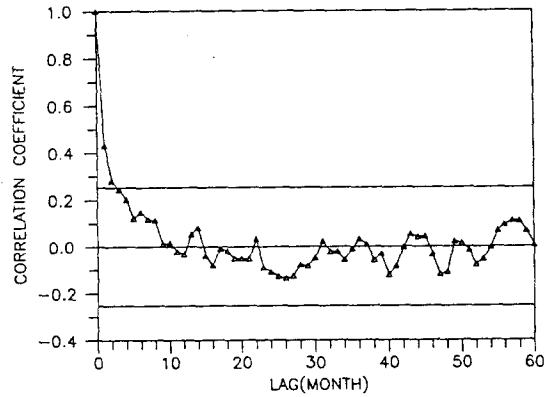


그림 4.4 표준화된 月流量 자료의 相關圖(津洞)

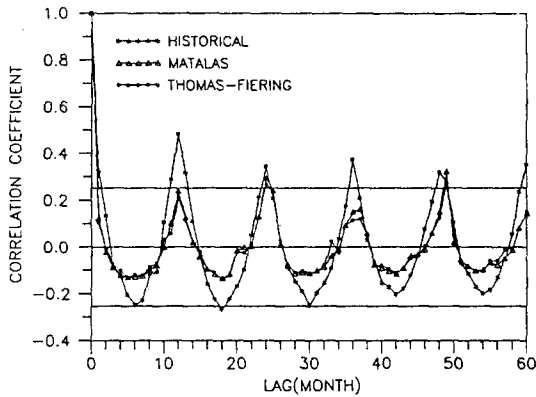


그림 4.2 月流量 자료의 相關圖(津洞)

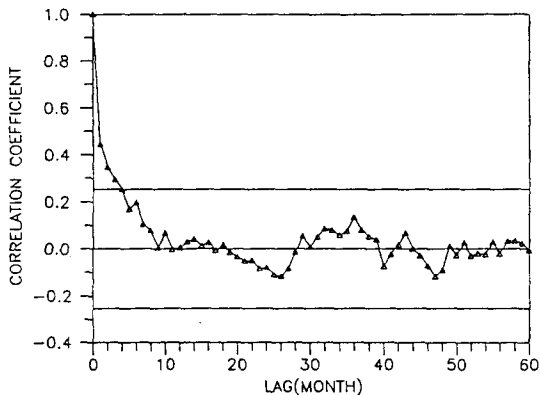


그림 4.3 표준화된 月流量 자료의 相關圖(倭館)

된 자료로부터 자기相關係數를 구하여 實測値와 비교하여 보았으며, 역시 그림 4.1과 그림 4.2에서 알 수 있듯이 模擬發生된 月流量 자료 또한 實測된 月流量 자료의 12개월 週期性을 잘 재현하고 있다.

#### 4.2 月流量의 基本統計量 分析

倭館과 津洞 2지점에 대해 Thomas-Fiering 모형과 Matalas 모형을 이용하여 模擬發生된 月流量의 평균과 표준편차를 각각 산정하였으며, 이러한 통계학적 특성치들이 어느만큼 과거의 水文現象을 잘 재현하고 있는가를 알아보기 위하여 표 3.1에 나타낸 實測 月流量자료의 기본통계량과 비교하여 보았고, 이 결과를 그림 4.5 그림 4.8에 나타냈으며, 그림에서 보면 Matalas 모형이 Thomas-Fiering 모형에 비하여 보다 정도 높은 결과를 나타내고 있다.

더우기 多變量 1차 自己回歸 모형이란, 모형의 구조적 체계에서 一變量 1차 自己回歸 모형과 같이 遲滯量이 1 (lag 1)일때의 系列相關(serial-correlation) 성분을 갖고 있을 뿐만 아니라, 서로 다른 系列間의 상호상관(cross correlation) 성분 또한 갖고 있다는 맥락에서 2가지 모형에 의해 模擬發生된 月流量자료로부터 遲滯量이 0(lag 0)일때와 遲滯量이 1(lag 1)일때의 倭館과 津洞 2지점에

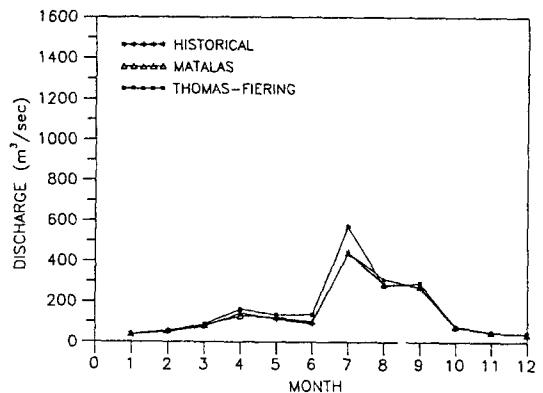


그림 4.5 月流量자료의 평균값 비교(倭觀)

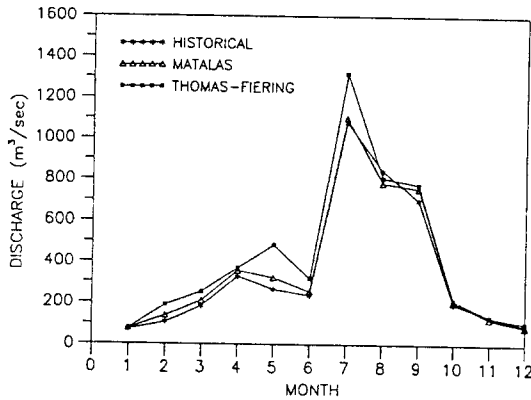


그림 4.6 月流量자료의 평균값 비교(津洞)

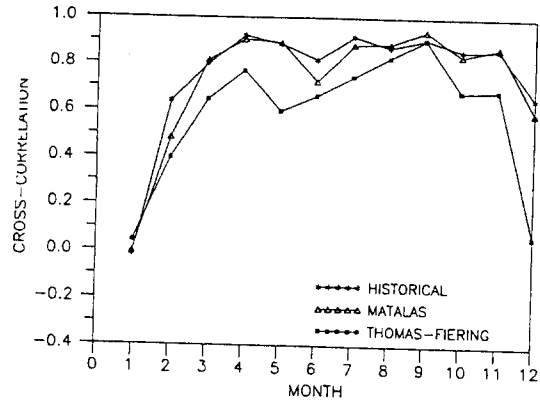


그림 4.9 月流量 자료의 상호상관계수 비교(lag 0)

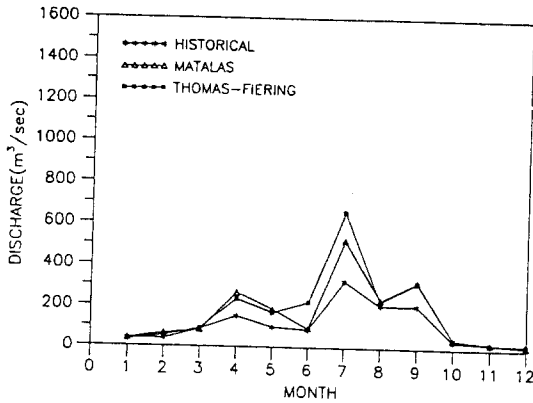


그림 4.7 月流量자료의 표준편차값 비교(倭館)

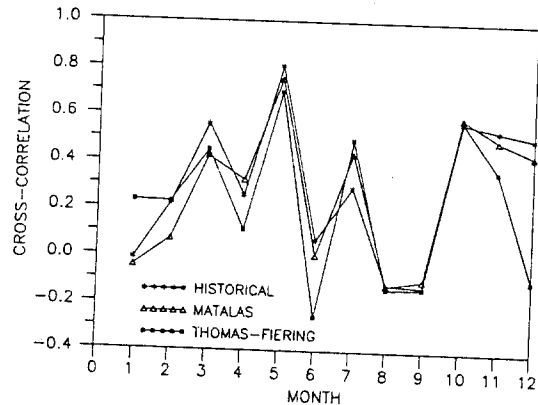


그림 4.10 月流量 자료의 相互相關係數 비교(lag 1)

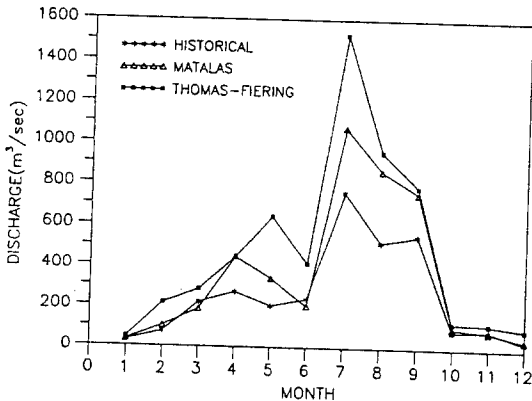


그림 4.8 月流量자료의 표준편차값 비교(津洞)

대한 相互相關係數를 구하여 각각 그림으로 나타낸 것이 그림 4.9와 그림 4.10 이다.

相關圖 分析시 알 수 있었듯이 2가지 모형은 實測 月流量 자료의 系列相關係數를 잘 재현하고 있었으며, 그림 4.9와 그림 4.10을 보면 상호상관성분 역시 實測值와 거의 일치하고 있음을 알 수 있다.

특히 Matalas 모형에 의해 模擬發生된 月流量자료의 相互相關係數는 Thomas-Fiering 모형보다 각각의 遲滯量에 대해서도 훨씬 높은 정도를 보이고 있는 것을 알 수 있다.

### 5. 結 論

본 연구에서는 Thomas-Fiering의 2지점 1차 自己回歸 모형(two-station AR(1) model)과 Matalas의 多變量 1차 自己回歸 모형(multivariate AR(1) model)을 月別 週期性을 고려하여 洛東江 流域의 倭館과 津洞 2지점에 적용하였으며, 100년간의 月流量을 模擬發生하여 實測值와 模擬發生치의 통계학적 특성치를 비교, 분석한 결과 다음과 같은 결론을 얻었다.

- (1) 倭館과 津洞 2지점의 正規化 과정에서 나타났듯이 2 지점의 實測資料는 對數正規分布에 가장 근사하고 있음을 알 수 있었다.
- (2) 相關圖 分析시 實測值와 模擬發生치 모두 강한 季節

성을 나타냈으며, 實測 資料를 正常時系列로 변환시키기 위해서는 1次 標準化作業이 필요하다.

- (3) 모형의 매개변수 추정 과정에서 Matalas의 多變量 모형을 2개의 지점에 적용할 경우 二變量 Matalas 모형의 媒介變數 행렬인  $A_{11}$  행렬은 Thomas-Fiering 모형의 媒介變數 행렬인  $C_t$ 행렬과 동일한 구조를 갖게 됨을 알 수 있었으며, 결과에서 나타나는 차이는 서로 다른 방법에 의해 殘差項에 대한 媒介變數를 추정하는데서 기인하고 있음을 알 수 있었다.
- (4) Fourier 급수분석에 의해 수정된 月別 基本 통계량과 모멘트법에 의한 통계량 사이에는 차이가 거의 나타나지 않았으며, 模擬發生 결과에 미치는 영향은 없음을 알 수 있었다.
- (5) 津洞과 倭館의 實測 資料를 이용한 2가지 모형의 媒介變數 推定結果를 이용해 模擬 發生된 流量의 統計學的 特性值는 實測資料의 特性值를 比較的 잘 재현해주고 있었으며, Matalas 모형은 모형의 變數 推定이 용이한 반면 模擬 發生 결과는 도리어 그 통계특성치를 잘 재현하고 있었다. 그러나 限定된 資料에 의한 것이므로 이에대한 廣範圍한 연구가 좀더 진행되어야 하리라고 판단된다.

Two-Station Model" Journal of Hydrology, Vol. 29, pp. 77~85

2. G. E. P. Box and G. W. Jenkins, (1976) "Time Series Analysis, forecasting and control", Holden-day
3. J. D. Salas, J. W. Delleur, V. Yevjevich and W. L. Lane, (1980), " Applied Modeling of Hydrologic Time Series", Water Resources Publications, pp. 347~412
4. J. P. Haltiner and J. D. Salas, (1988) "Development and Testing of a Multivariate, Seasonal ARMA(1, 1) Model", Journal of Hydrology, Vol. 104, pp. 247~272
5. M. B. Fiering, (1964) "Multivariate Techniques for Synthetic Hydrology", Journal of Hydraulics Division, ASCE, Vol. 90, pp. 43~60
6. N. T. Kottegoda, (1980) "Stochastic Water Resources Technology", The Macmillan Press, pp. 138~154
7. N. T. Kottegoda and V. Yevjevich, (1977) "Preservation of Correlation in Generated Hydrologic Samples through Two-Station Models", Journal of Hydrology, Vol. 33, pp. 99~121
8. R. L. Bras and I. Rodriguez-Iturbe, (1985) "Random Functions and Hydrology", Addison-Wesley Publishing Company, pp. 91~154
9. R. T. Clarke, (1973) "Mathematical Models in Hydrology", Food and Agriculture Organization of the United Nations, pp. 73~99
10. V. Yevjevich, (1980) "Probability and Statistics in Hydrology", Water Resources Publications, pp. 165~180

-1991년 8월 13일 접수-

## 參 考 文 獻

1. A. J. Lawrence, (1976) "A Reconsideration of the Fiering