<論文>

水文學的 模擬技法에 對한 硏究
—洛東江 倭舘地点의 年流量과 月流量의 模擬發生 및 比較—

A study of the hydrological generation

The generation and comparison with annual and monthly dicharge at Waegwan in the Nakdong River

千 德 鎭*
Cheon, Deog Jin
崔 榮 博**
Choi Young Bak

ABSTRACT

The thesis of this analytical study includes 1) the generation of annual and monthly discharge regarding single hydrological variable at single site, 2) comparsion with the historical records and the generation, and 3) changing the monthly generated discharge into annual. The conclusion of this will be used for the future plan for water resources development.

Annual discharges at waegwan are characterized by log-normal distirbution and persistence-absent. Also, the random number generator causes the errors in the generation of annual discharge.

The serial correlation coefficients of the generated annual discharge have less value than that of historical records, while the correlation coefficient and slope in January have (+) value and opposite to historical record. To change the monthly generated discharge into annual is not proper.

序 論

水文学的 模擬技法은 처음으로 1914年 Hazen에 의한 300年間의 流出量 作成에 이어 1960年代에 들어와서 統計学과 確率論의 応用으로 많은 発展을 이룩했다.

Julian 및 Brittan에 의하여 간단한 1次 Markov모델이 流量의 模擬発生에 사용되었으며, 특히 1962年 Thomas-Fiering에 의하여 1次 Markov 모델이 발표되었고, 同年 Harvard Water Program의 一環으로서 Maass[10] 등에 의하여 水資源 시스템에 관한 研究発表以後 水資源計劃에 있어서 많은 模擬分析方法이 使用되어 오고 있다.

이러한 水文学的 模擬技法은 短期間의 水文資料의 使用으로 부터 오는 위험을 줄이기 위하여 河川流量을 비롯한 水文資料의 模擬発生에 많이 使用되고 있으며, 이외에도 水文資料를 얻을 수 없는 地点에 대해서는 間接的으로 水文資料를 얻을 수 있게 되었다.

이 技法에 의하여 模擬発生된 流量資料는 水資源計劃이나 設計에 있어서 가장 有用한 道具로 되고 있으며 Computer에 의한 模擬와 함께 지금까지의 既存方法, 특히 確定論的 方法보다 더 合理的이고 安全한 推計学的 시스템 設計를 可能케 하고 있다.[8]

本 研究는 洛東江 本流인 倭舘地点의 流量에 대한 推計学的 解析이며, 그 연구범위는 첫째로 単一地点에 있어서 単純水文変量 (Single Hydrological Variable)에 관한 年流量과 月流量의 模擬発生이며, 둘째로 記録値와 模擬発生値의 比較検討와, 세째로 模擬発生된 月流量을 年流量으로 変換시켜 그 特性을 研

* 高麗大学校 大学院 土木科 研究室
** 高麗大学校 工科大学教授 (理博)

究한 것이다.

1. 年流量의 模擬發生

(1) 資料의 持続性 (Persistence)의 存在与否 判定 方法

a) 係列相関係数 (Serial Correlation Coefficient)

어떤 해의 流量이 先行年流量에 종속되는 정도를 알기 위해서 그 Sequence에 있어서 어떤 값보다 one-time interval (lag-one) 앞서는 것과의 사이에 相関度를 표시하는 lag-one 系列相関係数를 알아야 한다.

이이 系列相関係数의 값은 엄격한 무작위계열를 위해서 零 (Zero) 이 값이 아니어야 한다.[1]

또한 1의 값에 가까울수록 계열의 지속성의 강도가 높은것을 표시한다.

$[y_t]$, $t=1,2,\cdots,N$ 의 lag-one 系列相関係数 r_1은 다음과 같다.

$$r_1=\frac{\frac{1}{N-1}\sum_{t=1}^{N-1}(y_t-\bar{y})(y_{t+1}-\bar{y})}{\frac{1}{N-1}\sum_{t=1}^{N}(y_t-\bar{y})^2}\quad\cdots\cdots\cdots(1)$$

여기서 $\bar{y}$는 $[y_t]$의 算術 平均이다.

lag-k 系列相関係数는 다음과 같다.

$$r_k=\frac{\frac{1}{N-1}\sum_{t=1}^{N-k}(y_t-\bar{y})(y_{t+k}-\bar{y})}{\frac{1}{N-1}\sum_{t=1}^{N}(y_t-\bar{y})^2}\quad\cdots\cdots(2)$$

여기서 $k=1,2,\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots$, N이다.

일반적으로 $r_1, r_2, \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots, r_k$의 값을 계산한 후 横縮에 k, 縱縮에 r_k가 플롯트된다.

이를 Correlogram이라 하고 이 Correlogram 의 分析을 통하여 Model를 선정하게 된다.

b) 系列相関係数를 위한 Approximate Significance Test

계열이 무작위이고 持続性一存在 (Persistence - Absent) 이기 위해서는 이론적으로 r_k의 모든값 (0을 제외한)은 $\pm\frac{1}{\sqrt{N}}$의 범위내에 있어야 한다.[1]

c) r_1를 위한 Exact Test

(1)式의 r_1의 平均이 $-\frac{1}{N-1}$이고 分散이 $\frac{(N-2)^2}{(N-1)^3}$인 分布를 가진다고 가정할 때 아래 (3)式의 범위는 다음과 같다.

$$-\frac{1}{N-1}-1.96\frac{(N-2)}{(N-1)^{3/2}}<r_1<-\frac{1}{N-1}+1.96\frac{(N-2)}{(N-1)^{3/2}}\quad\cdots\cdots\cdots(3)$$

(3)式을 95%의 確率을 가지는 신뢰한계라 한다.

만약 r_1이 Confidence Limit 바깥쪽에 놓이면 Sequence는 持続性-存在 (Persistence-Present)이고 Non-Random이다.

또 r_1이 Confidence Limit 안쪽에 있으면 Sequence는 持続性-不在 (Persistence-Absent) 이며 Random이다.

d) 계열의 무작위성을 위한 Turning Point Test이 Turning Point Test는 주어진 Sequence $[y_t]$, $t=1,2\cdots\cdots\cdots$, N의 무작위성을 調査하기 위한 한 方法으로서

$y_{t-1} < y_t > y_{t+1}$일때를 'Peak'

$y_{t-1}>y_t<y_{t+1}$일때를 'Trough'라 할때 Peak나 Trough의 경우를 1이라 하고 다른 경우를 零 (Zero)으로 두고 Total Score를 계산하여 n이라 하면 平均 $\mu=\frac{2}{3}(N-2)$, 分散 $\sigma^2=\frac{16N-29}{90}$인 正規分布를 가진다.

이때 Normal Deviate $Z=\frac{n-\mu}{\sigma}$이 1.96보다 작으면 Random Sequence라고 確定한다.

(2) 持続性-不在 (Persistence-Absent)일때의 模擬技法

a) Fitting Distributions

① 対数正規分布

確率密度函数 (Probability Density Function p.d.f)는 다음 (4) 式과 같이 표시할 수 있다.

$$f(y)=\frac{1}{y\sigma_y\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(l_n y-\mu_y)^2}{2\sigma_y^2}}\quad\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

$$(0<y<\ )$$

여기서 각 매개변수는 다음 各式과 같다.

$Y=\log_e y$

$$\mu_y=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}Y_t=\bar{Y}$$

$$\sigma_x^2=\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(Y_i-\bar{Y})^2$$

② Two-Parameter Γ (감마) 分布

(Two-Parameter Pearson Type Ⅲ Distribution)

p.d.f는 다음 (5)式과 같다.

$$f(y)=\frac{1}{\alpha^p\Gamma(p)}y^{p-1}e^{-\frac{p}{\alpha}}\quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

$(\alpha > 0,\ p > 1,\ 0 < y < \infty)$

여기서 Parameter 推定方法으로서는 모멘트方法(Method of Moments)과 最大尤度方法(Method of Maximum Likelihood)의 두가지 方法이 있으나 本論文에서는 Parameter를 구하기 쉽고 對称分布의 경우에 많이 사용되는 모멘트 方法에 대해서만 기술하기로 하는데 각 Parameter는 다음 各式과 같다.

$$平均: y = \mu = \alpha p = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} y_t \quad \cdots\cdots (5.a)$$

$$分散: \sigma^2 = \alpha^2 p = \frac{1}{N-1}\sum_{t=1}^{N}(y_t - \bar{y})^2 \quad \cdots (5.b)$$

(5.a)式과 (15.b)式에서 α와 p의 값을 구한다.

b) Test of Goodness of Fit of Probability Function to Empirical Distribution

이 Test에는 x^2(Chi-Square) Test, Smironov Kolmogorov Test 등 여러가지가 있으나 本論文에서는 Smirnov-Kolmogorov Test를 사용한다.

c) Monte Carlo 方法

Monte Carlo 方法은 균일분포(Uniform Distribution) U(0,1)을 발생하여 X_1, X_2라 하고 이것을 아래의 (6),(7)式에 代入하여 y_1, y_2로 한다.

$$y_1 = (-2\log_e X_1)^{1/2}\ \cos(2\pi X_2) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

$$y_2 = (-2\log_e X_1)^{1/2}\ \sin(2\pi X_2) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

여기서 y_1, y_2의 값은 Zero Mean과 Unit Variance를 가지는 正規独立分布인 N(0,1)이 된다.

여기서 구해진 y_1, y_2를 Model에 適切히 代入하여 流量을 模擬発生한다.

(3) 持続性-存在(Persistence-Present)의 경우 適切한 Model

持続性-存在의 경우에 各流量은 先行된 流量과의 관계를 고려해야 하므로 確率分布에 근거를 둔 方法을 利用할 수 없다.

따라서 이 경우에는 여러가지 Model이 고려될 수 있다.

本論文에서는 普偏的으로 잘 쓰이는 몇가지 Model에 대해서 약술한다.

a) Autoregressive Model (AR Model)

K次 AR Model은 다음 (8)式으로 표시된다.

$$(y_t - \mu) = \beta_1(y_{t-1} - \mu) + \beta_2(y_{t-2} - \mu) + \cdots + \beta_k(y_{t-k} - \mu) + \varepsilon_t \qquad (8)$$

(8)式에서 ε_t는 $(0, \sigma_\varepsilon^2)$으로 Normal Random Variate이고 β_τ는 Parameter이다.

本論文에서는 1次의 AR Model에 대해서만 기술한다.

① 1次 AR Model (Markov Model)

Markov Model은 다음 (9)式으로 표시된다.

$$y_t = \mu + \beta_1(y_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

(9)式에서 Parameter는 다음 各式과 같다.

$\mu = \bar{y}$

$\beta_1 = \gamma_1$ (lag-one 系列相関係数)

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{N-1}{N}(1-\gamma_1^2)\sum_{t=1}^{N}(y_t - \bar{y})/(N-3)$$

b) Moving Average Model (MA Model)

MA Model에서도 1次 Model에 대해서만 기술한다.

① 1次 MA Model

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}$$

(10)式에 있어서

$$\gamma_1 = \frac{\alpha_1}{1+\alpha_1^2} \text{ 이며}$$

$$따라서\ \ \alpha_1 = \frac{1 \pm \sqrt{1-4\gamma_1^2}}{2\gamma_1} \text{ 이다.}$$

위에서 구해진 α_1를 初期値로 놓고 $\Sigma\,\varepsilon_t^2$를 最小로 하는 즉 $\varepsilon_t = y_t - \mu - \alpha_1\varepsilon_{t-1}$에서 $\varepsilon_0 = 0$으로 놓았을 때 $\Sigma\,\varepsilon_t{}^2$을 最小로 하는 α_1를 결정한다.

이상의 AR과 MA Model에서 나타난 ε_t에 대해서 살펴보기로 한다.

i. $\{y_t\}$가 正規分布에 따른 경우

$$\varepsilon_t = Z_\tau S_y \sqrt{1-\gamma_1^2} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

(11)式에서 Z_τ는 N(0,1)이고 S_y는 標準偏差이며 γ_1은 lag-one 系列相関係数이다.

따라서 Generating Equation은 다음 (12)式과 같다.

$$y_t - \bar{y} = \gamma_1(y_{t-1} - \bar{y}) + Z_\tau S_y \sqrt{1-\gamma_1^2} \cdots\cdots (12)$$

ii. $\{y_t\}$가 対数正規分布에 따른 경우

— Matalas Method —

Matalas는 문제가 되고 있는 地点에서의 流量의 下限値에 가까운 값을 a라 하고 y를 特定流量이라 할때 $x = \log(y-a)$가 正規分布를 가진다고 假定하였으며 y는 統計値는 x의 統計値와 다음 (13),(14),(15),(16)式의 관계가 있음을 밝혔다.

$$\mu_y = a + e^{\left(\frac{1}{2}\sigma_x^2 + \mu_x\right)} = \bar{y} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

$$\sigma_y^2 = e^{2(\sigma_x^2 + \mu_x)} - e^{(\sigma_x^2 + 2\mu_x)} = S_y{}^2 \quad (14)$$

$$\gamma_y = \frac{e^{3\sigma_x^2} - 3e^{\sigma_x^2} + 2}{(e^{\sigma_x^2} - 1)^{1.5}} = g_y \qquad (15)$$

$$\rho_{y1} = \frac{e^{\sigma_x^2 \rho_{x1}} - 1}{e^{\sigma_x^2} - 1} = \gamma_{y1} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

Matalas는 既存資料의 対数値의 統計値보다도 流量資料 自體의 統計値를 再現할 수 있으므로 標本流量의 統計値인 $\bar{y}, Sy^2, g_y, r_{y1}$을 계산하여 (13) ~(16)式에 代入함으로써 $\mu_{x1}, \sigma_x^2, \rho_{x1}$ 및 a를 결정토록 勸張하였다.

따라서 Generating Equantion은 다음 (17)式과 같게 되었다.

$$y_i = e^{h\tau} + a \quad \cdots\cdots(17)$$

여기서 $h_i = \bar{x} + r_1(h_{\tau-1} - \bar{x}) + Z_\tau S_x \sqrt{1-r_1^2}$ 이다.

c) Mixed Model

Mixed Model에는 ARMA Model과 ARIMA Model이 있으나 本論文에서는 ARMA(1,1) Model에 대해서만 약술한다.

$$y_t - \mu = \beta_1(y_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} \quad \cdots\cdots(18)$$

Parameter β_1과 α_1를 구하기 위해서 $y_0 = \mu_1$, $\varepsilon_0 = 0$로 놓고 α_1, β_1의 初期値를 임의로 선택한 다음

$$\varepsilon_1 = y_1 - \mu$$

$$\varepsilon_2 = (y_2 - \mu) - \beta_1(y_1 - \mu) - \alpha_1 \varepsilon_1$$

$$\vdots$$

$$\varepsilon_n = (y_n - \mu) - \beta_1(y_{n-1} - \mu) - \alpha_1 \varepsilon_{n-1}$$ 에서

$\sum_{t=1}^{N} \varepsilon_t^2$을 最小로 하는 α_1, β_1를 결정한다.

2. 月流量의 模擬發生

月流量은 平均과 分散이 Non-Stationary 이므로 Generation Scheme은 Non-Stationary를 허용하는 Thomas-Fiering Model을 사용하기로 한다.

가장 単純한 型으로서 이 Model은 正常時系列(Normal Time Series)를 위한 일반적인 多季節모델(Multi-Season Model)이며 12개의 線型回帰方程式(Linear Regression Equation)을 包含한다.

즉 이용가능한 12年 동안의 観測流量이 있다면 12개의 1月流量(JAN. flow)과 12개의 12月 流量(DEC. flow)이 추출되고 1月 流量은 12月 流量과 回帰分析된다.

마찬가지로 2月 流量은 1月 流量과 回帰分析된다. 이와 같이 方法이 各月의 流量에 대해 反復된다.

Thomas-Fiering Notation을 사용하면 이 Model은 다음 (19) 式과 같이 나타낼 수 있다.

$$q_{i+1} = \bar{q}_{j+1} + b_j(q_i - \bar{q}_j) + Z_i S_{j+1}\sqrt{1 - r_j^2}$$

(29) 式에서 q_τ와 q_{i+1}은 i번째와 $i+1$번째달의 流量이고 $\bar{q}_j$와 $\bar{q}_{j+1}$는 각각 j번째와 $j+1$번째달의 平均流量이다.

r_j는 j번째와 $j+1$번째달의 lag-one 系列相関係数이고 여기서 $b_j = r_j \frac{S_{j+1}}{S_j}$로 하여 Slope라고 부른다.

또 S_j와 S_{j+1}은 각각 j번째와 $j+1$번째 달의 標準偏差이다.

Z_i는 앞에서 말한 바와 같이 N(0,1)의 Random Number이다.

3. 模擬發生事例比較檢討

3.1 年流量의 模擬発生

年流量을 模擬発生하기 위한 準備過程으로서 먼저 持続性의 検討와 적절한 確率分布 또는 Model을 찾기로 한다.

(1) 年流量의 模擬発生을 위한 準備過程

資料의 持続性(Persistence)의 存在与否를 判定하기 위하여 系列相関係数를 (3)式에 의하여 Computer Program에 의하여 구하기로 한다.

여기서 구해진 lag-k(k = 1, 2, 3 ········ , 20)系列相関係数를 lag-1부터 lag-20까지 순서대로 나열하고 Correlogram (그림-1)을 作成한다.

-0.1648	-0.2227	-0.0507	0.0067	-0.1484
0.0568	0.0827	0.1297	-0.3510	0.2472
0.0474	-0.0369	0.0272	-0.0210	-0.0536
-0.0360	-0.0599	0.1118	-0.0557	0.0140

lag-one의 Exact Test를 위해서 95%의 信頼度를 가지는 Confidence Limit (C.L)를 (3)式으로 구하면 $-0.3612 < r_1 < 0.3001$의 범위를 가지므로 $r_1 = 0.1648 <$ C.L(그림-1 참조)이다.

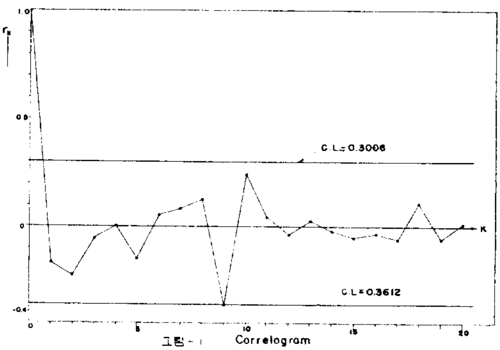

그림-1 Correlogram

따라서 Sequence는 持続性一不在이며 무작위이다. 또한 Turning Point Test에 의해서도 全 資料(N = 34)중에서 Peak가 11개이고 Trough가 10개이므로 n = 21이 되고 Z = -0.139 < 1.96이므로 倭館의 年流量은 Random Sequence라고 確定한다.

다음은 年流量 資料가 어떤 分布에 適合한가를 알기 위하여 우선 가장 일반적인 対数正規分布 (Log-Normal Distribution)라 가정하고 p.d.f 를 구하면 (4)式에 의하여 다음과 같다.

$$f(y)=\frac{1}{0.5620\sqrt{2\pi}}e^{-(\ln y-10.9036)^2/2\times0.3157}$$

또 資料를 크기 順으로 나열하여 対数正規確率紙에 플롯트하고, 最小自乗法으로 回帰分析을 한 후 그 適合性을 95% 信頼度를 가지는 Smirnov-Kolmogorov Test 로서 検討한 결과 $\triangle = 0.08 < \triangle_c = 0.23$ 이므로 対数正規分布라고 확정한다.

(2) Monte Carlo 方法에 의한 年流量의 模擬発生

本論文에서는 Zero Mean 과 Unit Variance 를 가지며 正規独立分析인 N (0, 1)을 中心極限定理(Central Limit Theorem)에 의해서 模擬発生시키게 되며, 또 年流量 資料가 対数正規分布이므로 다음식에 의해서 模擬発生 시킨다.

$$Y_i = e^{\mu_y+\sigma_y\, y_\tau} \qquad (20)$$

(20)式에서 y_i는 N(0, 1)의 Random Number이며 μ_y와 σ_y는 年流量 資料 Y를 対数値인 $\log_e$ Y로 変化시킨 후의 平均과 標準偏差이다.

여기서 $\mu_y = 10.90362$ 이고 $\sigma_y = 0.56188$ 이다. 本論文에서는 1st sequence, 2nd sequence를 각각 200年씩 模擬発生시키기로 한다.

즉 $i = 1,2 \cdots\cdots, 200$ 까지 씩이다.

Random Number N (0 , 1)은 많이 模擬発生 시킬수록 正確度를 期할 수 있으나 200개 정도며 충분한 正確度를 얻을 수 있으리라 믿는다.

모든 計算過程은 Computer Program으로 処理되었다.

(3) 記録値의 年流量과 模擬発生된 年流量의 比較検討

模擬発生된 資料의 가장 중요한 性質중의 하나는 記録値의 基本統計値 즉 平均, 分散 혹은 標準偏差,歪度 (Coefficicient of Skewness)등이 잘 保存되어 있는가의 与否이며 本論文에서는 基本統計値와 아울러 模擬発生된 流量의 Correlogram도 비교해 보았다.

표-1에서 보는 바와 같이 平均은 模擬発生 年流量이 記録値보다 약간 크게 나타난 것은 Random Number의 平均이 1st sequence에서 각각 0.0168 과 0.0206으로 0 (zero) 보다 약간 크게 模擬発生된 것 때문이고, 分散은 1st sequence와 2nd sequence는 비슷하게 나타나지만 記録値보다는 매우 크다. 이것은 단지 模擬発生된 Random Number의 分散이

a) 基本統計値의 比較

표-1 記録値의 年流量과 模擬発生된 年流量의 基本統計値

区 分	平 均	分 散	歪 度
記録値의 年流量	61,870.91	80,005,888.00	0.0
1 st sequence	64,006.17	1,237,962,496.00	0.0
2 nd sequence	64,512.73	1,402,748,672,00	0.0

(単位 :㎥ / sec)

1st 와 2nd sequence에서 각각 1.051 과 1.0589 로서 1보다 큰것 뿐만 아니라 記録値 (34개)보다 많은 200개의 分散이기 때문이라 생각된다.

또한 歪度는 아주 정확하게 나타났다.

b) Correlogram 과 持続性의 比較

(3) 式에 의해서 模擬発生 年流量의 Confidence Limit (C.L) 는 $-0.2051 < r_1 < 0.1849$ 와 같다.

1st와 2nd sequence에서 r_1은 각각 -0.01 과 0.04로서 C . L의 範囲에 包含되므로 持続性一不存로서 記録値와 같다는 것을 알 수 있다.

記録値의 C . L ($-0.3612 < r_1 < 0.3006$)과 比較해 보면 C.L의 範囲도 줄어 들었지만 模擬発生 年流量의 r_1은 記録値의 r_1 (= -0.1648) 보다 더욱큰 幅으로 줄었다는 것을 알 수 있다.

이것으로 模擬発生 年流量에 있어서 系列相関係数가 작아지는 傾向이 있다는 것을 알 수 있다.

이는 模擬発生에 있어서의 하나의 欠陥이라 생각된다. Correlogram을 그려 記録値와 比較해 보면 확실히 알 수 있다.

그림-2과 그림-3에서 보면 lag-K (K = 1 , 2, ……………, 20)값의 振幅이 記録値에 비해 작아졌다는 것을 알 수 있다. 系列相関係数의 絶対値의 最高値를 比較해 보면 記録値가 $|r_9| = 0.3510$ 이고 1st sequence 와 2nd sequence가 각각 $|r_9| = 0.2203$ 와 $|r_{17}| = 0.1228$ 으로 줄었다는 것을 알 수 있다.

3 . 2 Thomas-Fiering Model에 의한 月流量의 模擬発生

(1) 記録値의 月流量과 模擬発生된 月流量의 比較検討

月流量에 있어서의 모든 計算過程은 附録에 수록된 Program 에 있으며 그 基本統計値를 記録値의 그것과 比較하면 다음 표-2와 같다.

표-2에서 보는 바와 같이 模擬発生 流量의 平均은 記録値의 平均보다 조금크고, 標準偏差는 記録値 보다

表－2 記録値의 月流量과 模擬発生된 月流量의 基本統計値의 比較 (単位 ; m^3/sec)

月	月流量 記録値의 基本統計値				模擬発生된 月流量의 基本統計値			
	平 均	標準偏差	相関係数	Slope	平 均	標準偏差	相関係数	Slope
1	996.61	1,088.50	− 0.131	− 0.066	1,082.23	999.96	0.075	0.042
2	1,296.63	1,597.05	0.356	0.522	1,614.75	1,447.99	0.478	0.692
3	2,688.76	3,236.49	0.313	0.634	3,372.58	2,888.02	0.269	0.536
4	4,505.39	4,707.08	0.486	0.707	5,077.71	4,304.68	0.421	0.627
5	3,389.65	2,611.05	0.713	0.395	3,373.17	2,288.85	0.693	0.369
6	3,205.08	4,612.71	0.141	0.250	3,953.6	3,933.50	0.111	0.192
7	16,186.24	11,952.39	0.271	0.702	17,318.2	10,741.54	0.249	0.681
8	12,888.55	12,324.20	0.213	0.219	14,165.39	10,616.32	0.245	0.242
9	10,897.88	10,781.79	0.365	0.319	12,038.64	9,205.93	0.067	0.058
10	2,845.92	2,159.52	0.323	0.65	2,813.67	1,843.01	0.246	0.049
11	1,480.24	1,149.81	0.534	0.284	1,487.09	997.41	0.453	0.245
12	1,400.21	2,100.69	0.216	0.405	2,011.21	1,807.74	0.161	0.328

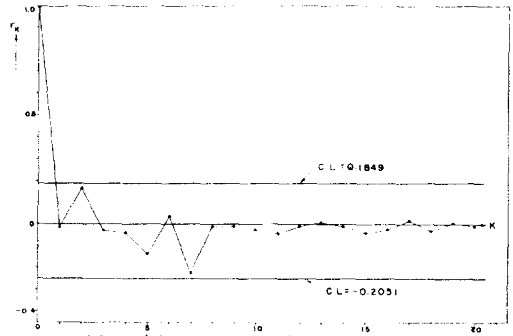

그림-2 1st Sequence에 의하여 模擬発生된 年流量의 Correlogram

조금 작은 경향이 있는데 이것은 (-) flow를 영으로 代替했기 때문이다. 平均과 標準偏差의 比較図는 그림-4와 그림-5에 図示했다.

또한 相関係数와 Slope도 記録値와 큰 差가 없으

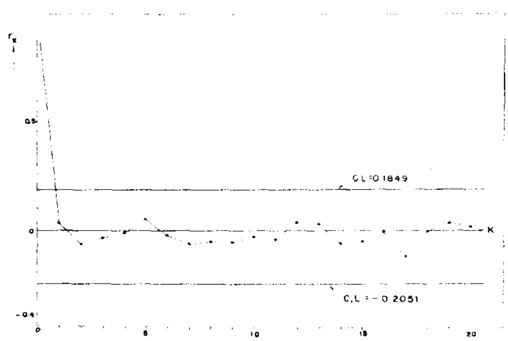

그림-3 2nd Sequence에 의하여 模擬発生된 年流量의 Correlogram

나 1月의 경우에만 問題点이 있다는 것을 알 수 있다.

以上의 결과와 같이 模擬発生된 月流量은 記録値 月流量의 特性을 잘 反映하고 있다.

(2) 模擬発生된 月流量에 의한 年流量과 記録値 年流量과의 比較検討

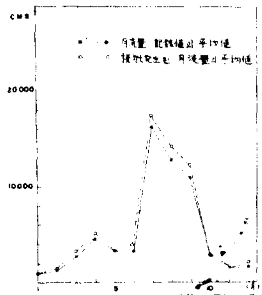

그림-4 模擬発生된 月流量의 平均値 및 月流量 記録値의 平均値와의 比較図.

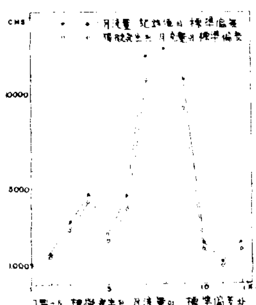

그림-5 模擬発生된 月流量의 標準偏差와 月流量 記録値와의 比較図.

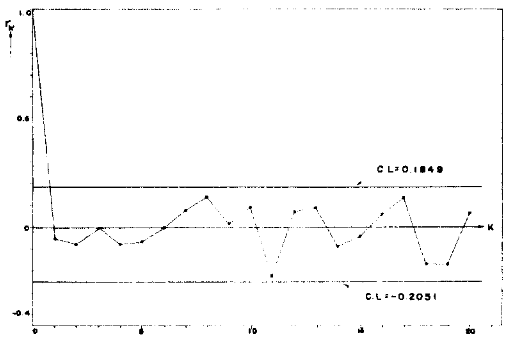

그림-6 模擬発生된 月流量에 의한 年流量의 Correlogram

여기서는 模擬発生된 月流量에 의한 年流量을 記録値의 年流量과 比較하므로서 그 特性을 살펴보고자 한다. 基本統計値는 표-3과 같다.

표-3 基本統計値의 比較表

(單位 : m^3/sec)

区 分	平 均	分 散	歪度
記録値의 年流量	61,870.91	80,005,888.00	0.0
模擬発生된 月流量에 의한 年流量	68,308.38	488,916,736.00	0.0

平均은 記録値보다 조금 크게 나타나지만 分散은 記録値보다 数(100개)가 많음에도 불구하고 작게 나타난다.

歪度(Skewness)는 0.0으로서 같다.

다음에 Correlogram를 그려보면 그림-6과 같다.

역시 持続性一不在로서 記録値의 Correlogram과 比較해서 큰 차이는 없다.

結 論

水文学的 模擬技法에 의한 洛東江 倭舘地点의 流量을 模擬発生한 結果를 比較하면 다음과 같다.

첫째, 倭舘의 年流量은 対数正規分布이며 持続性一不在로 볼 수 있다.

둘째, Random Number 模擬発生시 오차로 인하여 模擬発生된 年流量의 平均이 약간 크게 나타났다.

또 記録値의 最小 流量과 最大流量이 각각 10,058.49 m^3/sec와 120,613.75 m^3/sec이었으나 模擬発生된 年流量에서는 첫번째 Sequence에서 8,596.86 m^3/sec와 207,457.63 m^3/sec이고 두번째 Sequence에서는 10,259.74와 226,883.38 m^3/sec로서 最小, 最大의 差가 크짐과 아울러 200개를 模擬発生 시킴으로서 分散이 매우 커져서 記録値의 80,005,888.00보다 큰 1,237,962,496.00과 1,402,748,672.00으로 나타났다.

세째, 模擬発生된 年流量의 log-k 系系列相関係数의 r_1 < C.L이므로 持続性一不在이다.

비록 持続性은 記録値와 같으나 lag-k 系列相関係数의 값들은 記録値 보다 상당히 작게 나타남을 알 수 있다.

이것은 앞으로 고려되어야 할 것 같다.

네째, 月流量의 模擬発生에 있어서 Thomas-Fiering Model를 사용한 결과 模擬発生된 月流量의 平均과 標準偏差는 記録値보다 각각 감소 증가하였는데 이는 (-) flow를 0으로 代替한 때문이다.

또 相関係数와 Slope도 記録値의 그것과 큰 差는 없으나 1月의 相関係数와 Slope가 記録値는 (-)값이었으나 模擬発生된 1月 流量에서는 (+)값으로 나타났다.

T-F Model에서 이를 고려해 줄 수 있으면 더 좋은 결과를 얻을 수 있으리라 생각된다.

以上의 事実을 綜合할 때 T-F Model은 매우 우수한 Model이라는 것을 알 수 있다.

다섯째, 模擬発生된 月流量을 年流量으로 만들어 記録値의 年流量과 比較해 보면 歪度는 0.0으로 같고 平均은 68,308.38 m^3/sec로 記録値 보다 조금 크지만 分散은 488,916,736.00으로서 記録値보다도 数(100개)가 많음에도 오히려 작은 값을 가진다.

이로서 模擬発生된 月流量으로 年流量으로 만든다는 것은 年流量과 月流量의 統計的 特性이 다르므로 無理하다는 것을 알 수 있다.

引用 및 参考文献

1. R.T.CLARKE : Mathematical model in hydrology.
2. MYRON B.FIERING AND BARBARA B.JACKSON : Synthetic streamflows, American Geophysical Union, Washington, D.C., 1971.
3. VUJICA YEVJEVICH : Stocastic process in hydrology, Water Resource Publications, Fort Collins, Colorado, U.S.A. 1972.
4. M.S.BARTLETT AND D.Cox : The analysis of time series (Theory and practice), Chapman and Hall, LONDON
5. 尹龍男 : 水文学, 清文閣, 1975.
6. CHU : Computer simulation technique.
7. ALBERT H.BOWKER : Engineering statistic, Prentice-Hall, INC. 1972.
8. VEN TE CHOW : Handbook of applied hydrology, McGraw Hill, 1964.
9. Box & Jenkins : Time series analysis, Hold-

en - Day

10 . A. ETALIA MAASS : Design of water resource systems, Harvard University press, 1962.

11 . 崔栄博 : 河川流量의 時系列에 관한 研究, 대한토목학회지, Vol.15, NO. 4, Mar. 1968 & Vol.16, NO. 1, Jul, 1968.

12 . 尹龍男 : 水文記録分析을 위한 推計学的 方法의 應用에 관한 考察, 한국수문학회지, Vol. 4, NO. 1, 1971.

13 . 李舜鐸 : 河川流量의 Sequential Generation에 관한 研究, 대한토목학회지, Vol. 19, NO. 3, DEC. 1971.

14 . 李舜鐸 : 河川流量의 Simulation 모델에 대하여, 河川流量의 推計学的 模擬発生에 관한 研究(I), 한국수문학회지, Vol. 7, NO. 1, Jun. 1974.