

河川流量的 推計學的 模擬發生에 關한 研究(I)

—河川流量的 Simulation 모델에 對하여—

Studies on the Stochastic Generation of Synthetic Streamflow Sequences(I)

—On the Simulation Models of Streamflow—

李 舜 鐸*
Lee, Soon Tak

ABSTRACT

This paper reviews several different single site generation models for further development of a model for generating the Synthetic sequences of streamflow in the continuous streams like main streams in Korea. Initially the historical time series is looked using a time series technique, that is correlograms, to determine whether a lag one Markov model will satisfactorily represent the historical data.

The single site models which were examined include an empirical model using the historical probability distribution of the random component, the linear autoregressive model(Markov model, or Thomas-Fiering model) using both logarithms of the data and Matala's log-normal transformation equations, and finally gamma distribution model.

1. 序 言

1962年 Harvard Water Program 의 일환으로서 Mass¹⁾ 등에 의하여 水資源시스템設計에 관한 發表 이후 水資源計劃에 있어서 많은 Simulation 分析方法이 使用되어 오고 있다. 이 方法의 대부분은 河川流量을 비롯한 水文資料의 模擬發生에 기초를 두고 있기 때문에 지금까지 많은 模擬發生모델이 개발되었다. 그리고 이러한 모델에 의하여 模擬發生된 流量資料는 水資源計劃이나 設計에 있어서 중요한 知識을 공급해주고 있으며 컴퓨터에 의한 Simulation 과 함께 지금까지의 既存方法에 의한 것보다 더욱 完全하고 推計學的인 시스템設計를 可能케 하고 있다²⁾.

그러나 이러한 模擬發生모델이 모든 河川流域에 尙상 적용할 수 있는 것이 아니며, 이 모델에 의한 流量值(Synthetic 혹은 Simulated Streamflow)들이 그 地點의 流量의 母集團(Population)을 代表할 수 있는가를

테스트하여야 한다. 즉 어떤 河川에서는 連續流量間에 持續性(Persistence) 혹은 自己回歸關係(Autoregression)가 있는 곳도 있고 또 어떤 河川에서는 완전히 無作爲의 時系列을 이루는 경우도 있으며, 砂漠과 같은 乾燥地나 支流에서 볼 수 있는 間歇川(Ephemeral Stream)에서는 그 確率構造나 發生이 보통의 河川과 比較하여 전혀 다른 경우도 있으므로 먼저 模擬發生모델의 선택이나 開發에 앞서 流量時系列의 模造와 그 特性을 분석하여야 한다.

本 論文에서는 우리나라 河川流域의 本流와 같은 常流川에 있어서 流量의 模擬發生모델의 開發을 위하여 月流量值를 使用하여 單一地點의 模擬發生모델들을 比較檢討하였다. 그러나 여기서는 多地點模擬發生모델 및 間歇川流量을 위한 確率모델이나 Mardelbrot 및 Wallis 에 의한 "Fractional Gaussian Noises" 등에 對해서는 고려하지 않았다.⁴⁾⁵⁾

檢討된 單一地點모델은 Random 成分의 確率分布를 사용하는 經驗의 모델, 變量의 對數變換 및 Matalas 의 對數正規變換을 사용하는 線型自己回歸모델(Markov 모델 혹은 Thomas-Fiering 모델)과 Gamma 分布모델

*正會員 · 嶺南大學校工科大學副教授

등이다.

2. 河川流量的 時系列(Time Series)

1) 定常時系列(Stationarity)⁶⁾

流量時系列은 모든 모멘트가 時間에 대하여 일정할 때 強定常時系列(Strongly Stationary) 혹은 엄격한 의미의 定常時系列이라 하고 최초 두 모멘트가 時間에 대하여 일정할 때 弱定常時系列(Weakly Stationary) 혹은 넓은 의미의 定常時系列이라고 한다.

일반적으로 모든 水文量的 時系列은 엄격한 意味의 定常時系列의 條件을 거의 만족하지 않는다. 즉 月流量의 平均值(Mean)나 分散(Variance)은 時間과 함께 變한다는 것은 잘 알고 있는 사실이다. 그리고 水資源構造物의 建設, 土地利用途의 변경 및 資料內에 長期變動(Trend)成分의 存在 등이 非定常時系列(Nonstationarity)의 性質로 바꾸는 경향이 있다. 그러나 이러한 人爲的인 影響은 일반적으로 매우 적으며, 長期變動成分도 究明되어 除外될 수 있다.

따라서 앞으로 계속되는 각 分析方法에서는 資料가 定常時系列의 性質을 갖도록 것을 必要로 하며, 非定常時系列을 갖는 資料에 對해서는 特別한 方法을 적용하여야 한다.

그러므로 여기서는 定常時系列의 假定을 먼저 해 두는 것이 중요하다.

1次定常時系列은 各 月流量에서 月平均流量을 減하므로써 얻어진다. 즉,

$$X_t' = X_t - M_t \dots\dots\dots(1)$$

$$\tau = 1, \dots\dots, 12, 1, \dots\dots$$

$$t = 1, \dots\dots, N$$

여기서 N 는 月기록치의 길이이다. 그리고 2次 定常時系列은 X_t' 의 값을 해당 月標準偏差(Monthly Standard deviation)로 나누면 얻어진다.

$$X_t'' = \frac{X_t'}{\rho_x} \dots\dots\dots(2)$$

$$\tau = 1, \dots\dots, 12, 1, \dots\dots$$

$$t = 1, \dots\dots, N$$

이와 같이 式 (1) 및 (2)로 變換시킴으로서 모든 資料는 弱定常時系列이 된다. 따라서 本 研究에 使用된 月流量의 記錄值도 式 (1) 및 (2)식을 사용하여 弱定常時系列이 되도록 하였다.

2) 河川流量의 構成成分

月流量値는 일반적으로 다음 4成分을 포함하고 있다고 생각할 수 있다⁷⁾. 즉

a. 季節成分(Seasonal Component)

혹은 週期成分(Periodic Component)..... P_t

b. 長期變動成分(Trend Component)..... T_t

c. 紅列相關成分(Serially Correlated Component)..... K_t

d. 偶然變動成分(Random Component)..... ϵ_t

따라서 時間 t 에서의 河川流量(X_t)은 다음과 같이 된다.

$$X_t = P_t + T_t + K_t + \epsilon_t \dots\dots\dots(3)$$

여기서 P_t 및 T_t 는 Deterministic 成分이며 K_t 및 ϵ_t 는 Stochastic 成分이다.

따라서 適當한 推計學的 모델을 얻기 위해서는 앞의 각 成分을 分離, 檢討하여야 한다.

3) 定常時系列의 模擬發生모델

流量資料의 時系列을 解析하므로써 記錄值의 諸特性을 保有하는 模擬發生모델을 만들 수 있다. 가장 일반적인 두 모델은 自己回歸모델(Autoregressive model) 및 移動平均모델(Moving average model)이다.

지금 等時間간격 $t, t-1, t-2, \dots\dots$ 에서 定常時系列의 값을 X_t 라 하면, 線型自己回歸모델(Linear autoregressive model)은 다음과 같이 정의된다.

$$X_t = \sum_{i=1}^m a_i \cdot X_{t-i} + \epsilon_t \dots\dots\dots(4)$$

여기서 m 은 時系列過程의 順序이고, 계수 a_i 는 현재의 값과 과거값과의 持續性(Persistence)을 나타내는 값이며 非相關性的 偶然變動成分인 ϵ_t 는 "white noise"로 가끔 불리워지는 것이다.

따라서,

$$X_t = a_1 X_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots(5)$$

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \epsilon_t \dots\dots\dots(6)$$

를 각각 1次 및 2次自己回歸모델(혹은 Markov 모델)이라 하며, (5)식에서 $a_1 = \rho_1$ 이고 (6)식에서 a_1 및 a_2 는 다음과 같다⁸⁾.

$$a_1 = \frac{\rho_1(1-\rho_2)}{1-\rho_1^2} \dots\dots\dots(7)$$

$$a_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1-\rho_1^2} \dots\dots\dots(8)$$

여기서 ρ_1 및 ρ_2 는 각각 1次(Lag one) 및 2次(Lag two) 系列相關係數(Serial correlation coefficient)이다. 다음 移動平均모델은 다음과 같이 정의된다.

$$X_t = \sum_{i=0}^m b_i \cdot e_{t-i} \dots\dots\dots(9)$$

여기서 b_i 는 Weighting 계수, e 는 Random 値이다. 따라서,

$$X_t = e_t + b_1 \cdot e_{t-1} \dots\dots\dots(10)$$

$$X_i = e_i + b_1 \cdot e_{i-1} + b_2 \cdot e_{i-2} \dots\dots\dots(11)$$

를 각각 1次 및 2次 移動平均모델(Moving average Model)이라 하며, (10)식에서 b_1 은

$$\rho_1 = \frac{b_1}{1+b_1^2} \dots\dots\dots(12)$$

으로 정의되고, (11)식에서의 b_1, b_2 는

$$\rho_1 = \frac{b_1(1+b_2)}{1+b_1^2+b_2^2} \dots\dots\dots(13)$$

$$\rho_2 = \frac{b_2}{1+b_1^2+b_2^2} \dots\dots\dots(14)$$

로서 정의된다.

그리고 이상 두모델의 混合型 即自己回歸-移動平均 모델도 역시 가능하다.

4) 時系列分析 및 모델의 決定

流量的 時系列을 分析하여 最適모델을 決定하는 方法 으로서는 대체적으로 보아

- a. 自己相關(Autocorrelation)分析
- b. Variance Spectrum 分析(Spectral density function analysis)
- c. Range의 分析
- d. Runs 理論에 의한 Run-Length 分析

의 4방법이 있으나⁹⁾, 여기서는 自己相關分析에 의한 Correlogram의 解析에 의하기로 한다.

이 Correlogram이란 系列相關係數 ρ_k 를 次수(Lag) K 에 대하여 푸룻트한 것으로서 時系列內의 Deterministic 成分이나 Random 成分 혹은 Noise 成分의 파악에 매우 편리하다.

記錄値와 同一한 時系列을 나타내는 模擬發生모델을 決定하기 위하여 먼저 理論的인 Correlogram과 記錄値의 Correlogram을 比較한다.

1次 Markov 過程 식 (5)의 Correlogram은 다음과 같이 정의된다.

$$\rho_k = \rho_1^k; k=0, 1, \dots\dots\dots(15)$$

여기서 $\rho_1 > 0$ 이면 ρ_k 는 $\rho_0=1$ 에서부터 $\rho=0$ 까지 Fig. 1과 같이 감소한다. 그러나 만약 $\rho_1 < 0$ 이면 Correlogram은 $\rho_1=0$ 軸둘레에서 감소하는 진폭으로 파동의 모양이 된다. 그리고 2次 Markov 過程 식 (16)의 Correlogram은 다음과 같다. 즉,

$$\rho_k = \frac{p(1-q^2)}{(p-q)(1+pq)} p^{|k|} + \frac{q(1-p^2)}{(q-p)(1+pq)} q^{|k|} \dots\dots\dots(16)$$

여기서 $a_1 = p+q$
 $a_2 = -pq$ 이고 v_1 및 a_2 는 식 (6)의 계수이다. 이때 Correlogram의 모양은 p 및 q 의 부호에 좌우된다.

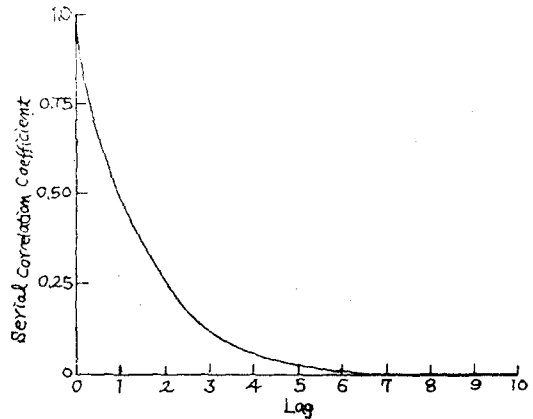


Fig. 1 Theoretical Markovian Correlogram [Fiering Jackson(2), p.52]

한편 m 次의 移動平均過程의 Correlogram은 $k=0$ 에서 $k=m$ 까지 감소하며 $k > m$ 일때 零이 된다.

일반으로 記錄値의 Correlogram은 試料誤差(Sampling error) 등에 의하여 理論的 Correlogram보다 변동이 심하므로(Fig. 2 참조) 그 比較에 있어서 Quenouille 等에 의한 Goodness of fit의 테스트¹⁰⁾를 행하여야 한다.

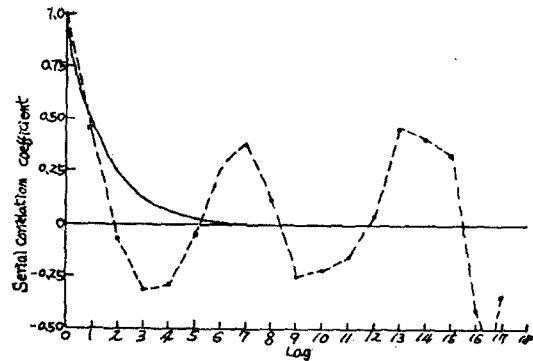


Fig. 2 An empirical Correlogram of annual flows [Fiering Jackson(2), p.68]

3. 單一地點(Single Site) 模擬發生모델

1) 經驗的모델(Empirical model)

이 모델은 記錄値의 Random 成分의 確率分布를 구하여 앞에서 說明한 定常時系列의 模擬發生모델 가의 데 하나를 擇해서 流量을 模擬發生시키는 것이다(앞으로 EMP 모델이라 함).

즉 먼저 資料에 있어서 長期變動(Trend) 成分의 存在 여부를 테스트해야 한다. 이 테스트는 Kendall의

順位相關係數(Rank Correlation Coefficient)¹¹⁾를 이용하면 편리하다. 다음 (1) 및 (2)식을 이용하여 流量值를 標準化(Standardization)하여 定常時系列화한다. 그리고 1次 Markov 모델 등의 模擬發生모델을 假定한 후 이의 타당성을 테스트하고 Correlogram에 의한 Random成分과 그 分布를 파악한 다음 標準化된 流量系列의 模擬發生 및 이의 模擬發生流量으로의 變換등의 순서로 Simulation 한다.

2) 1次 Markov 모델

다음의 여러 單一地點 模擬發生모델들은 假定的 테스트없이 1次 Markov 過程이라 假定하고 또 長期變動成分도 없다고 가정한다.

1次 Markov 모델의 대표적인 模擬發生모델로서는 다음과 같이 정의되는 Thomas-Fiering 모델이 있다²⁾¹²⁾¹³⁾.

즉 單一季節모델(Single season model)인 경우

$$q_{i+1} = \bar{q}(1-r_1) + r_1 q_i + t_i S(1-r_1^2)^{1/2} \dots (17)$$

多季節모델(Multi-Season Model)인 경우

$$q_{i+1} = \bar{q}_{j+1} + b_j(q_i - \bar{q}_j) + t_i s_{j+1}(1-r_j^2)^{1/2} \dots (18)$$

여기서 q_{i+1} , q_i 는 $(i+1)$ 및 i 次 季節의 流量, \bar{q}_{j+1} , \bar{q}_j 는 $(j+1)$ 및 j 次 季節의 平均流量, b_j 는 回歸係數, r_j 는 j 및 $j+1$ 次 季節間의 相關係數, S_{j+1} 은 $(j+1)$ 次 季節流量의 標準偏差, t_i 는 零의 平均과 1의 分散을 갖는 Random normal variate 이며, 一季節모델인 경우는 年流量의 값에 해당하므로 (17)식에서 r_1 은 1차 系列相關係數이고, S 는 標準偏差, \bar{q} 는 平均流量이다.

이 모델은 流量의 1次 및 2次모멘트와 季節性(Seasonality) 및 1次 Markov 효과를 유지시켜 준다. 그러나 대개의 河川流量이 正規分布를 갖지 않으므로 다음과 같은 여러 變換모델이 제안되었다.

a. Skewed log. data 모델

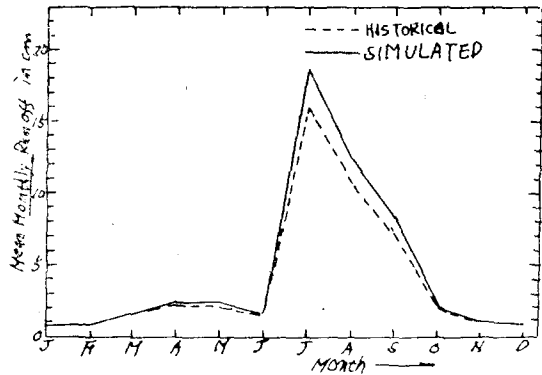
流量이 正規分布를 하지 않을 경우 陰의 流量이 模擬發生되지 않도록 Skewed data를 만들기 위하여 앞의 Random normal variate t_i 대신에 다음과 같은 變換을 사용할 것을 Fiering¹³⁾이 제안하였다(처음 Wilson & Hilferty에 의하여, 1931).

$$t'_i = \frac{2}{c'} \left(1 + \frac{c' t_i}{6} - \frac{c'^2}{36} \right)^3 - \frac{2}{c'} \dots (19)$$

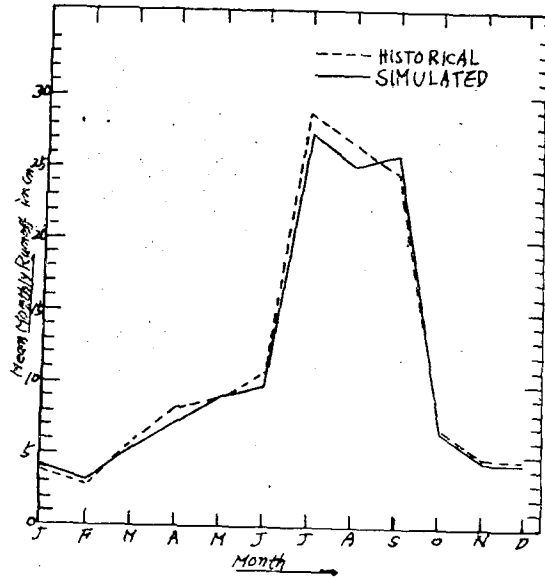
$$c' = \frac{c_{j+1} - r_j^3 \cdot c_j}{(1 - r_j^2)^{3/2}} \dots (20)$$

여기서 t'_i 는 零의 平均과 單一分散을 갖는 Random

variate, c' 는 歪度(Skewness), c_{j+1} 및 c_j 는 $(j+1)$ 및 j 次 季節의 流量의 歪度이다. 이 變換된 t'_i 는 대략 Gamma 分布를 갖으며, 洛東江流域에 적용시켜 본 결과 流量의 記錄值와 매우 接近하고 있음을 Fig. 3으로 부터 알 수 있다¹⁴⁾.



(a) Hyeongpung



(b) Dogsan

Fig. 3 Comparison of Historical Mean Monthly Runoff and Generated Mean Monthly Runoff in Nakdong river

그러나 높은 月系列相關係數와 큰 歪度を 갖는 河川에 대해서는 이 모델이 만족한 결과를 주지 않기 때문에 流量記錄值의 對數變換에 의하여 앞의 모델을 이용하는 경우 그 결점을 보충할 수 있다고 제안하고 있다¹⁵⁾. 그래서 이 모델을 Skewed log. data 모델(SKEW 모델이라 略稱)이라하여 比較分析에 있어서 한 모델로서 사용하기로 하였다.

b. 2-4 3-Parameter log. normal 모델

이 모델은 앞 모델(SKEW 모델)의 難點을 해결하기 위하여 Matalas²⁾¹⁶⁾에 의하여 제안된 모델로서 모멘트 變換을 사용하고 있다.

이 Matalas의 本法를 이용하는 3-Parameter log. normal 모델의 각 Parameter는 다음식에 의하여 결정된다.

$$\bar{q}_j = A_j + \exp(1/2 S_j^2 + \bar{Q}_j) \dots\dots\dots(21)$$

$$S_j^2 = \exp(2[S_j^2 + \bar{Q}_j]) - \exp(S_j^2 + 2\bar{Q}_j) \dots\dots(22)$$

$$c_j = \frac{\exp(3S_j^2) - 3\exp(S_j^2) + 2}{\{\exp(S_j^2) - 1\}^{3/2}} \dots\dots\dots(23)$$

$$r_j = \frac{\exp(S_j S_{j-1} R_j) - 1}{\{\exp(S_j^2) - 1\}^{1/2} \{\exp(S_{j-1}^2) - 1\}^{1/2}} \dots\dots(24)$$

여기서 \bar{Q}_j , S_j , R_j 는 月平均, 표준편차 및 系列相關의 log. normal 모델 산정치이고, A_j 는 $y_i = \log(q_i - A_j)$ 가 되는 정경계치이며 \bar{q}_j , s_j , c_j , r_j 는 각각 기록치의 月平均, 표준편차, 歪度 및 系列相關이다.

따라서 3-Parameter 모델(LN-3라 略함)은 다음과 같이 정의된다.

$$q_{i+1} = A_{j+1} + \exp(y_{i+1}) \dots\dots\dots(25)$$

여기서 q_{i+1} 는 月도의 발생流量이고,

$$y_{i+1} = \bar{Q}_{j+1} + B_j(y_i - \bar{Q}_j) + t_i S_{j+1}(1 - R_j^2)^{1/2} \dots\dots\dots(26)$$

$$B_j = \frac{S_{j+1}}{S_j} R_j$$

이다. 다음 2-Parameter 모델(LN-2라 略함)에서는 $A_j = 0$ 라 하면 된다.

c. Gamma 모델

流量이 Gamma 分布를 갖으면 앞의 모델들에 대해서 상대적인 것으로 몇개의 Gamma 모델들이 제안되어 있다. 앞의 SKEW 모델에 있어서 式(19)에 의하여 Random Variate를 變換시킬때 대략 Gamma 分布를 한다는 것은 이미 말하였으며, 그 이의 Yevjevich에 의하여 제안되어 Matalas에 의해서 검토된 變換方法^{2)도} 있으나, 歪度(historical skew)가 $2\sqrt{2}$ 를 초과할 때는 이러한 모델에 의해서는 Gamma 分布의 流量을 模擬發生시킬 수 없기 때문에²⁾ 여기서는 Moran의 多變 Gamma 分布方法¹⁷⁾을 한 地點에 국한시킨 경우에 대해서 사용해 보기로 한다. 즉

이 모델(GAMM 모델이라 함)은 霧의 平均과 單位 표준편차를 갖은 Thomas-Fiering 모델과 비슷하게 되며, 다음과 같은 형으로 축소된다.

$$X_{i+1} = \rho X_i + [1 - \rho^2]^{1/2} \epsilon_i \dots\dots\dots(27)$$

여기서 X_i , X_{i+1} 은 i 및 $i+1$ 째 간격에서의 流量이

며, ρ 는 非季節 系列相關係數다. 그리고 ϵ_i 는 Random normal deviate이다.

4. 分析結果 및 檢討

1) 時系列分析

앞에서 말한 5개의 單一地點 모델들을 우리나라의 常流川의 流量特性과 비슷한 N.S.W.t.의 實驗流域(Experimental catchment)中的 하나인 Hacking River의 流量值에 적용시켜 보았다.

의 流量資料에 있어서 長期變動(Trend)의 傾向은 있다고 볼 수 있었으며, Fig. 4의 Correlogram으로부터 標準化되지 않은 月流量值에 있어서 강한 季節成分이 있음을 알 수 있다.

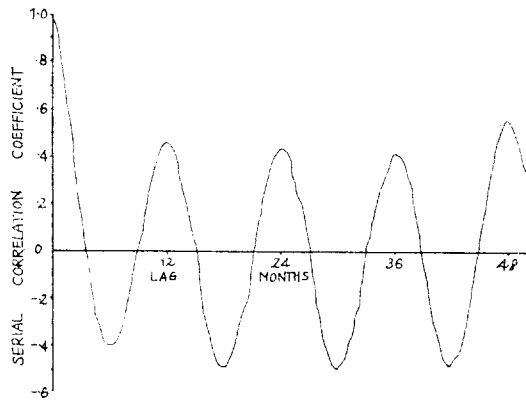


Fig. 4 Correlogram of Historical Unstandardized Flows for a Continuous Stream

따라서 이 流量值을 式(1) 및 (2)에 의하여 標準化하여 定常時系列로 假定한 결과 12개월의 주기성분이 제거되었으며 그 Correlogram은 Fig. 5와 같이 되었다. 이 Correlogram으로부터 최초 9개의 系列相關係數는 95% level에서 零과 매우 相異하며, 따라서 移

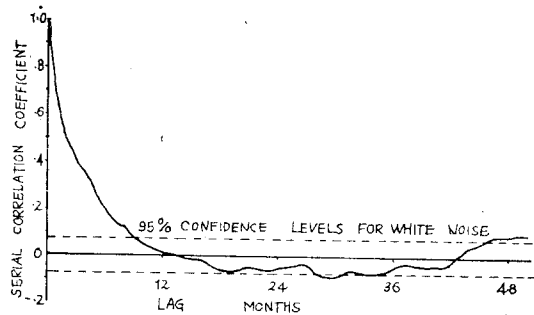


Fig. 5 Correlation of Historical Standardized Flows for a Continuous Stream

動平均모델에서는 적어도 9개의 項을 必要로 하지만 自己回歸모델에 의하면 보다 적은 項을 必要로 할 것이 라는 것을 알 수 있다.

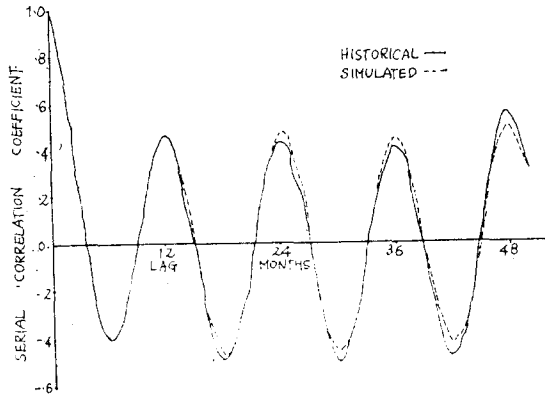


Fig. 6 Comparison of Correlogram based on Historical and Generated Data for a Continuous Stream.

여기서는 1次 Markov 모델을 가정하였으며, 이 모델의 타당성 여부는 여러가지 테스트에 의하여 95% Confidence level에서 1次 Markov 모델의 假設이 인정되었다.

Fig. 6는 이 1次 Markov 모델이 Random 성분 ϵ_t 의 분포를 사용할 때 記錄值의 Correlogram과 잘 일치함을 보여주고 있다.

2) 모델의 比較

5개의 單一地點모델에 의하여 100年間の 流量을 100回 模擬發生시켜 月(Multi-seasonal) 및 年(Single seasonal or Annual) 流量의 基本통계치를 구하여 記錄值(Historical)의 그것과 비교해 보면 Table 1과 같다.

이 표에서 年통계치 가운데 平均值를 보면 LN-3모델의 값을 除外하고는 모두 記錄值의 平均值와 잘 일치하고 있음을 알 수 있다. 그리고 季節인 變動을 보면, 역시 LN-3 모델을 除外하고는 模擬發生된 平均 및 標準偏差가 記錄值에 근사한 歪度(skewness)를 模

Table 1. Annual Monthly Parameters based on Historical and Generated Flows for a Continuous Stream.

Statistic	Model	Annual	Monthly											
			Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
Mean	HIST	85.6	4.4	3.1	3.0	3.4	5.3	7.1	9.8	12.1	11.6	10.5	8.6	6.7
	SKEW	85.6	4.4	3.1	3.0	3.4	5.4	7.1	9.9	12.1	11.6	10.5	8.5	6.6
	LN-3	88.6	4.6	3.6	3.1	3.4	5.2	6.9	10.8	13.7	11.6	10.8	8.7	6.1
	LN-2	86.1	4.4	3.2	3.2	3.4	5.2	6.9	10.1	12.4	11.9	10.6	8.6	6.5
	GAMM	83.0	4.3	3.0	2.9	3.3	5.1	6.5	9.8	11.9	11.6	10.5	8.8	6.6
	EMP	85.0	4.4	3.1	3.0	3.4	5.2	6.9	9.6	12.0	11.5	10.5	8.7	6.8
Standard deviation	HIST	25.0	1.6	0.8	1.0	1.5	3.0	4.1	4.2	4.6	4.2	4.0	3.8	3.9
	SKEW	25.5	1.6	0.8	1.0	1.5	3.5	4.3	4.5	4.9	4.3	3.9	3.7	3.4
	LN-3	34.0	2.2	2.7	1.4	1.3	2.9	3.7	7.5	10.9	4.3	4.9	3.7	2.2
	LN-2	25.7	1.9	1.2	1.1	1.4	2.7	3.7	5.1	5.5	5.0	4.1	3.5	3.2
	GAMM	22.5	1.6	0.9	1.0	1.3	2.5	3.4	4.3	4.3	3.9	4.1	3.8	3.2
	EMP	22.9	1.6	0.9	1.0	1.4	2.9	3.9	4.2	4.5	4.2	4.0	3.9	3.9
Skewness	HIST	0.7	1.2	0.5	0.8	1.6	1.7	2.0	0.9	0.4	1.0	0.7	0.9	3.4
	SKEW	1.1	1.3	0.5	0.8	1.4	2.4	1.9	1.3	1.0	1.1	0.5	1.0	1.9
	LN-3	0.9	1.3	1.2	0.9	1.0	1.3	1.4	1.3	1.1	0.9	0.7	0.8	1.4
	LN-2	1.0	1.2	1.0	0.8	1.1	1.3	1.4	1.4	1.2	1.2	0.9	1.0	1.3
	GAMM	0.5	0.8	0.5	0.5	1.0	0.8	0.9	0.8	0.5	0.4	0.8	0.8	1.3
	EMP	0.5	0.8	0.8	0.7	0.8	0.8	0.9	1.0	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9
Serial Correlation	HIST	0.04	0.86	0.64	0.56	0.44	0.64	0.82	0.68	0.73	0.61	0.76	0.66	0.70
	SKEW	0.13	0.86	0.69	0.59	0.39	0.77	0.87	0.67	0.72	0.77	0.77	0.73	0.90
	LN-3	0.08	0.98	0.81	0.42	0.40	0.61	0.94	0.94	0.73	0.75	0.74	0.33	0.85
	LN-2	0.06	0.92	0.68	0.51	0.33	0.62	0.87	0.79	0.80	0.66	0.75	0.50	0.80
	GAMM	0.07	0.73	0.76	0.66	0.69	0.74	0.74	0.70	0.71	0.69	0.74	0.69	0.74
	EMP	0.07	0.66	0.69	0.66	0.68	0.67	0.66	0.69	0.70	0.66	0.68	0.70	0.67

※ Mean 및 Standard deviation의 값은 10³acre-ft 單位이다.

擬發生시키지 못하고 있다. 이것은 SKEW 모델을 이용하여 洛東江流域의 流量을 模擬發生시켰을 때도 Skewness 값의 差가 가장 현저하였음을 발견하였다¹⁴⁾. 그리고 系列相關係數에 있어서는 Skew 모델이 12月을 除外하고는 만족할만한 系列相關을 模擬發生시켜주며, LN-2 모델은 系列相關이 클 때는 過大值를, 작을 때는 過小值를 주는 경향이 있는 것 같다. 그러나 다른 3 모델은 季節的인 系列相關에 있어서 밀접한 結果를 模擬發生시키지 않고 있다.

5. 結 論

이상에서 河川流量의 時系列과 單一地點 模擬發生 모델들을 比較, 檢討하여 보았는데 일반적으로 常流川에 있어서 1次 Markov 過程의 모델이 適合하며, 5개의 單一地點 모델 가운데 SKEW 모델 (Skewed log. data 모델)과 LN-2 모델 (2-Parameter log. normal 모델)이 다른 3 모델보다 대체적으로 좋은 結果를 준다는 것을 알 수 있다. 그러나 非季節的인 即年流量의 模擬發生에 있어서는 LN-3 모델 (3-Parameter log. normal 모델)을 제외하고는 모두 매우 좋은 結果를 주고 있다.

參考文獻

1. Maass, A., et alia; Design of Water Resources Systems, Harvard University Press, 1962
2. Fiering, M.B. & B.B. Jacson; Synthetic Streamflows, American Geophysical Union, 1971
3. Chow, V.T.; Sequential Generation of Hydrologic Information, Handbook of Applied Hydrology, McGraw Hill, 1964
4. Mandelbrot, B.B. & J.R. Wallis; Noah, Joseph and Operational Hydrology, Water Resources Research, Vol.4 No.5, Oct., 1968
5. Mandelbrot, B.B. & J.R. Wallis; Computer Experiment with Fractional Gaussian Noises, Water Resources Research, Vol. 5., No. 1, Feb. 1969
6. 崔榮博; 河川流量의 時系列에 關한 研究, 大韓土

- 木學會誌, Vol. 15, No. 4, Mar. 1968, Vol. 16, No. 1 Jul., 1968
7. Kottagoda, N.T.; Statistical Methods of River Flow Synthesis for Water Resources Assessment, I.C.E., U.K. 1970 Supplement (XVIII)
8. Fiering, M.B.; Multivariate Technique for Synthetic Hydrology, A.S.C.E. Jour. Hyd. Div., Vol. 90, No. 5, pp. 43~60
9. Yevjevich, V.M.; Stochastic Processes in Hydrology, Water Resources Publication, 1972
10. Quenouille, H.H.; A Large-Sample Test for the Goodness of Fit of Autoregressive Schemes, J. Roy. Stat. Soc., Vol. 110, 1947, pp. 123-129
11. Kendall, M.G. & A. Stuart; The Advanced Theory of Statistics, Vol. 3, 2nd Ed., Charles Griffin & Co. Ltd., London, 1968
12. Thomas, H.A. & M.B. Fiering; Mathematical Synthesis of Streamflow Sequences for the Analysis of River Basins by Simulation, Chap. 12 in Design of Water Resources Systems by A. Maass, Harvard Univ. Press, 1962
13. Fiering, M.B.; Streamflow Synthesis, MacMillan, 1967, 139pp.
14. 李舜鐸; 河川流數의 Sequential Generation에 관한 研究, 大韓土木學會誌, Vol. 19, No. 3) Dec, 1971
15. McMahon, T.A. & A.J. Miller; Application of Thomas and Fiering Model to Skewed Data, Water Resources Research, Vol., No. 5, 1971
16. Matalas, N.; Mathematical Assessment of Synthetic Hydrology, Water Resources Research, Vol. 3, No. 4, 1967, pp. 937-945.
17. Moran, P.A.P.; Simulation and Evaluation of Complex Water Systems Operation, Water Resources Research, Vol. 6, No. 6, 1970, pp. 1737-1742.