

專論

水文模式中噪音效應之研究及其應用

Study on the Noise Effect in a Hydrological Model and Its Applications

國立臺灣大學
農業工程學研究所教授
王如意
Ru-yih Wang

國立臺灣大學
農業工程學研究所碩士
洪君伯
Chun-po Hung

國立臺灣大學農業工程學研究所
博士班研究生
李如晃
Ru-huang Lee

摘要

本研究之目的係探討水文模式於參數估算及其模擬時考量噪音與否所產生之影響，並藉以建立一種適合臺灣集水區特性之水文模擬程序。

文中以多層核胞模式中之具外來投入自迴歸演算法為水文模擬之方式，且應用具有色噪音效應之線性系統參數估算法及參數整體性優選之洗牌複演進法，檢定出模式中之各項最佳化參數，並以事先率定數場颱風洪事件所得之參數平均值及取該預報事件初始數個颱風洪資料等兩種方式來探討對颱風洪事件逕流預報時初始值之選定。此外，本研究將具有色噪音效應之即時參數校正方法套配於水文模式中，並視模式之參數具有時變性，以隨時更新校正系統之狀態，期能更精確地預測颱風洪時期計劃集水區所可能帶來之逐時流量值。

本文以淡水河流域內石門水庫上游集水區為研析地區，以考量驗證噪音與否對水文模式套配即時校正方法之研析流程及其對集水區颱風洪事件模擬之適用程度。由模擬結果顯示，考量有色噪音效應後之模式模擬結果確實較未考量噪音效應者為佳。本研究中考量有色噪音之整體研析流程期望可提供本省上游集水區防洪規劃及水庫營運之參考應用。

關鍵詞：有色噪音效應，具外來投入自迴歸演算法，洗牌複演進法，即時參數校正方法。

ABSTRACT

The purpose of this paper is to formulate a suitable hydrological simulation procedure for flood analysis. The estimation of model parameters with noise effect and the influence of noise effect on the hydrological simulation are investigated.

The autoregressive model with exogenous input (ARX) based on the concept of the manifold cell model is adopted to simulate the rainfall-runoff process. The least-square estimation of model parameters with colored noise effect and the shuffled complex evolution (SCE) algorithm are applied to improve the parameter identification. The real-time least-

square method with colored noise effect is adequately employed to the runoff model. The model parameters are proved to be time-varying to update and correct the system condition at any time. By this way, the hourly discharge can timely be predicted in the project area. In case of lacking sufficient records, two alternative methods are used for initial value decision of verification in rainfall-runoff process, one is equaling calibration from many events and the other is calibrating from few data.

To verify the applicability of the proposed procedure, the upland watershed of Shihmen Reservoir in northern Taiwan is chosen as the project area. Results show that the simulated streamflows by considering colored noise effect are in better agreement with the recorded ones. The analytical approach adopted in this study could be utilized as a reference for hydrological planning and reservoir operation of project areas in Taiwan.

Keywords : Colored noise effect, Autoregressive model with exogenous input, Shuffled complex evolution algorithm, Real-time least square method.

一、緒 論

集水區內降雨—逕流之歷程，常受氣象、水文、地文及人為開發等各種錯綜複雜因素所影響，致使於水文研究時，由於系統呈現高度之不穩定性及不確定性，誤差也隨之發生^[1,5,8,26]，無法避免亦無法確切知曉誤差發生之緣由及誤差量之多寡。一般水文模式建立時具較顯著影響之誤差有模式誤差、輸入誤差與觀測誤差等，而噪音係指於水文模式中受此類誤差影響所產生之噪音干擾項^[5,8]。無論噪音是如何發生、是大是小，皆會導致模式建立時受其影響而無法更適切地對系統加以描述或模擬，致使分析結果不夠精確甚至發生錯誤。若應用偏差之分析結果於決策及實務上，輕則增加人力與經濟之負擔，重則造成人民生命財產之巨大損失。因此，考量噪音效應於水文分析中影響之研究，乃是一值得深入研析之課題。

本研究乃考量由模式噪音之組成、噪音中有色成分之特性及其對模式參數估計之影響，研擬一具有色噪音影響之定率性模擬架構與相應之參數估計方法，俾使模式參數能獲得較合理且無偏估之推估，以增進對水文系統模擬之能力。

文中根據一般線性系統參數估計之特性及其與有色噪音關係之研析中，推演得一具有色噪音之定率性模擬架構^[5]。為將此模擬架構實際應用

於水文系統之分析，乃引用多層核胞模式 (manifold cell model) 中逐步演算法之具外來投入自迴歸演算法 (簡稱 ARX 模式)^[2] 作為水文模擬與驗證，期能建立一具有色噪音效應之 ARX 運算核胞模式。

針對模式中有色噪音項之參數決定，為使模式能具備模擬之最佳效能，捨棄一般較粗略且費時之試誤法而以較精確省時之優選法作為參數估算之方法，文中應用參數整體性最佳化方式之洗牌複演進法 (shuffled complex evolution algorithm, 簡稱 SCE 法)^[5,16,19,20]，以優選有色噪音效應下所衍生之參數。此外，由於水文現象常因地、隨時而迥異，尤其在暴雨期間更是變化多端，為使模式於時變系統 (time-variant system) 中能逐時地調整模式模擬之適應能力，根據自動控制理論中之最小二乘濾波方法^[7,10]，推導出一具有色噪音效應之即時校正方法，將預測模式中之有關參數，逐時由觀測資料予以校正，使能更精確地預測洪水流量，減少因水文、地文因子變化影響所產生之模式誤差；並期能經由此具有色噪音之模擬流程建立一種適合臺灣集水區特性之水文模擬程序，俾使模式參數能獲得較合理且無偏估之推估，以從事颱風事件之模擬。

二、噪音特性及其線性系統之參數估計

(一)、白噪音與有色噪音之特性

一般而言，線性系統之水文模式可用式(2-1)予以表示^(1,5,8)：

$$Y = XH + \varepsilon \quad (2-1)$$

式中， Y ：模式之輸出；

X ：模式之輸入；

H ：模式之核心參數；

ε ：模式之殘差。

針對模式之殘差，往往利用噪音以描述其特性。噪音之種類頗多，模式殘差之特性一般可由白噪音(white noise)方式予以處理。

關於白噪音之特性，由頻譜分析(spectrum analysis)及統計學之觀點而言，頻譜分析係視白噪音所呈現之頻譜為一近乎直線之曲線^(9,12)，即認為白噪音之產生不具特別頻率分布，為屬隨機變量；惟就統計學之觀點言之，白噪音乃具有下列之條件^(22,23)：

1. 無偏差，即數學期望值為零($E[\varepsilon] = 0$)。
2. 各變量互相獨立，即不與其他變量相關。
3. 共方差，即變異數均相等。

一般而言，於模式參數估計時，常將模式殘差視為白噪音，並予以忽略不計。因此，於模式殘差為白噪音之狀況下，模式參數最小二乘法參數推估，乃如式(2-2)所示^(1,26)。

$$\hat{H}_{LS} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (2-2)$$

式中， \hat{H}_{LS} ：視模式殘差為白噪音時之模式參數。

由於模式為自然現象之概化模擬，其殘差乃由模式誤差、輸入誤差及觀測誤差所組成^(5,8)。其中，觀測誤差乃為隨機變量，可視為白噪音予以處理；而模式誤差與輸入誤差卻並非完全隨機，不能一概視為白噪音處理。由於模式之殘差為由此三類誤差所混合而成，且因目前科技尚無法有效地將其分離，故此誤差並不能將其歸納為白噪音，而需將其視為有色噪音(colored noise)來考量其對模式之影響。

於頻譜分析及統計學中皆定義非白噪音之噪音即為有色噪音^(9,12,21,22,23)。由統計學觀點言之，有色噪音之特性乃不具均值为零、獨立隨機變量及相同之變異數；頻譜分析則認為噪音之波譜若非平順之直線即

屬有色噪音。

若於模式參數估算時，將模式殘差視為白噪音而予以忽略，將造成模式參數之估計會有所偏差，此可由統計學中期望值之運算予以驗證。依期望值之定義可知，未考量有色噪音時之最小二乘法參數推估可表示如下⁽⁸⁾：

$$\begin{aligned} H_{LS} \rightarrow E[H_{LS}] &= E[(X^T X)^{-1} X^T Y] \\ &= E[(X^T X)^{-1} X^T (Y - \varepsilon)] + E[(X^T X)^{-1} X^T \varepsilon] \\ &= H + (X^T X)^{-1} X^T E[\varepsilon] \neq H \end{aligned} \quad (2-3)$$

式中， $H = E[(X^T X)^{-1} X^T (Y - \varepsilon)]$ ，即為未將殘差忽略時之參數真值。

由式(2-3)可知，當模式誤差 ε 為有色噪音時，若將其忽略不計，對模式參數乃會得到偏差之估計，且當有色噪音成分愈大，其參數估計偏差則會愈大，甚至獲致不合理之估計結果，是故對有色噪音效應於模式參數估算之探討，尤有其重要性。

(二)、具有色噪音效應下線性系統之參數估計

若當模式殘差為有色噪音，且將其忽略不計時，往往會導致參數估計會有所偏差，進而影響模式本身對水文系統模擬之功能；然而，對於其有色成分之來源，目前仍無法確切獲知，但可推論其可能是由一個常數系統之偏差，或與輸入、觀測及某些其他因素綜合影響所導致，且因這些因子之發生常是結合成一體出現，目前仍無法有效地將其分離予以研析。因此，當考量噪音對模式參數估算之影響時，乃需將噪音整體視為有色噪音予以處理。

是故於考量噪音對模式參數估算之影響時，可先將線性系統模式，如式(2-1)所示之模式殘差 ε 視為有色噪音，並將 ε 表示如下⁽⁸⁾：

$$\varepsilon = kA + \zeta \quad (2-4)$$

式中， k ：待定之係數(有色噪音係數)；

A ：一確定性向量(有色噪音向量)；

ζ ：完全隨機之噪音向量(白噪音)。

若將式(2-4)代入式(2-1)可得：

$$Y = XH + kA + \zeta \quad (2-5)$$

由式(2-5)中，若假設 k 與 A 均為已知，則可得：

$$\zeta = Y - XH - kA \quad (2-6)$$

$$\zeta^T \zeta = (Y - kA - XH)^T (Y - kA - XH) \quad (2-7)$$

運用最小二乘法參數估算之原理，乃為使模式白噪音殘差最小，由此可知，需使式(2-7)為最小。因此，根據最小二乘法可得模式具有色噪音效應影響下之參數估計如式(2-8)所示。

$$H_B = (X^T X)^{-1} X^T (Y - kA) \quad (2-8)$$

式中， H_B ：考量有色噪音之估計參數。

但若以式(2-8)為實際參數推估時，因 k 與向量 A 仍屬待定，因此，需先將 k 與 A 予以率定。由於模式參數估計時，總期望模式之參數估計值能儘可能地接近真正值。因此，對於 k 與 A 之率定可由參數估計值與真正參數值兩者誤差之方差及均值兩方面著手。

假設指標函數 $F(k)$ 為表示估計參數 H_B 與參數真值 H 間之方差，則 $F(k)$ 可表示如下^[8]：

$$F(k) = (H_B - H)^T (H_B - H) \quad (2-9)$$

由式(2-3)，可知參數真值 H 之表示式，如式(2-10)所示。

$$H = (X^T X)^{-1} X^T (Y - \varepsilon) \quad (2-10)$$

由式(2-8)減式(2-10)可得參數真值與估計參數間之差，如式(2-11)所示。

$$H_B - H = (X^T X)^{-1} X^T (\varepsilon - kA) = u - kV \quad (2-11)$$

式中， $u = (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon$ ；

$$V = (X^T X)^{-1} X^T A。$$

將式(2-11)代入式(2-9)可得^[5,8]：

$$F(k) = u^T u - 2kV^T u + k^2 V^T V \quad (2-12)$$

為使參數真值與估計參數間之方差為最小，即 $F(k)$ 之值為最小之情況下，乃令 $F(k)$ 對 k 之一階微分值为零，可得結果如下：

$$-2V^T u + 2kV^T V = 0 \quad (2-13)$$

$$k = \frac{V^T u}{V^T V} = \frac{A^T X (X^T X)^{-1} (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon}{A^T X (X^T X)^{-1} (X^T X)^{-1} X^T A} \quad (2-14)$$

此外，並引入估計參數與參數真值間相差均值最小之條件，示如式(2-15)^[8]。

$$e^T (H_B - H) \approx 0 \quad (2-15)$$

式中， $e^T = [1 \ 1 \ 1 \dots 1]$ 。

將式(2-11)代入式(2-15)，可得出待有色噪音係數 k 之關係式，示如式(2-16)。

$$k = \frac{e^T u}{e^T V} = \frac{e^T (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon}{e^T (X^T X)^{-1} X^T A} \quad (2-16)$$

欲使估計參數與參數真值間相差之方差最小及均值最小之條件下，經由式(2-9)與式(2-15)之演算後可推得式(2-14)與式(2-16)，將式(2-14)與式(2-16)結合後可推得式(2-17)。

$$\frac{e^T (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon}{e^T (X^T X)^{-1} X^T A} = \frac{A^T X (X^T X)^{-1} (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon}{A^T X (X^T X)^{-1} (X^T X)^{-1} X^T A} \quad (2-17)$$

比較式(2-17)之左右兩端各項後，可知：

$$e^T = A^T X (X^T X)^{-1} \quad (2-18)$$

再將式(2-18)作矩陣運算後，得：

$$e^T (X^T X) = A^T X (X^T X)^{-1} (X^T X)$$

$$e^T (X^T X) = A^T X$$

$$e^T X^T = A^T$$

則可以得出如式(2-19)之結果。

$$A = Xe = n\bar{X} \quad (2-19)$$

式中， $\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_i + \dots + X_n)$ ；

X_i ：矩陣 X 之第 i 列向量。

將式(2-19)代回式(2-16)，可求得有色噪音係數 k ，如式(2-20)所示^[8]。

$$k = \frac{1}{n} e^T (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon \quad (2-20)$$

因此，若將式(2-19)代回式(2-4)可知，模式殘差 ε 可表示如式(2-21)所示^[8]。

$$\varepsilon = nk\bar{X} + \zeta \quad (2-21)$$

如此，於考量有色噪音效應下之線性系統及其參數估算，乃如式(2-22)及式(2-23)所示^[8]。

$$Y = XH + nk\bar{X} + \zeta \quad (2-22)$$

$$H_B = (X^T X)^{-1} X^T (Y - nk\bar{X}) \quad (2-23)$$

此外，由式(2-23)可知，當 $k=0$ 時之參數估計與式(2-2)相同，亦即若視系統模式殘差為白噪音時，乃是具有色噪音效應下線性系統參數估計之特例。因

此，有色噪音效應於實際應用中，乃是必然存在；只不過於參數估計可忽略之範圍內，常被忽略不計而已。

三、即時校正方法之研析

(一)、預報校正系統

一完整之預報系統乃由預報模式與即時校正方法所組成。預報模式之選定已決定預報系統是否能以最佳化地模擬所研析之水文物理過程；而即時校正方法則是進一步提高系統對預報之精確度，使預報系統臻於完善之境界。

一般而言，即時校正方法本身對預報模式之物理意義並無嚴格之要求；若擬待解決之問題，主要是側重於系統輸入轉換成輸出之過程時，甚至可認為以黑盒分析(black-box analysis)為預報模式之分析工具，可使預報過程更形便捷^[7]。

預報模式雖為預報系統之核心，然而儘管模式對客觀現象模擬得相當精確，總會有伴隨相應之誤差產生，即所謂系統模式誤差。同時，系統中尚包含著若干無法避免之輸入、輸出與觀測等誤差。由此，這些誤差之必然存在乃直接影響預報之精確度，但為儘可能地增加預報時之精確度，對任一預報系統而言，均需解決以下兩個課題：

1. 當預報系統獲得新資料信息時，如何使初始率定所得之系統參數或狀態得到即時校正，期使下一時刻之預報誤差儘可能地減至最小。
2. 如何處理相關變量於系統不斷變換中所產生之各種誤差，進而使系統參數儘可能接近真值。

因此，於考量有色噪音存在之情況下，本研究參酌自動控制理論中最小二乘濾波之基本原理^[7,10]，並根據前章所述考量有色噪音效應下線性系統之參數估計方法，推衍得具有色噪音之即時最小二乘法校正方式，用以校正模式參數，進行即時校正預報。

(二)、考量有色噪音效應之參數即時校正

於式(2-18)中，若以 m 組數據推估得模式參數 \hat{H}_m 時，則考量有色噪音效應之線性模式可表示如式(3-1)所示^[5]。

$$Y_m = X_m H_m + nk_m \bar{X}_m + \zeta_m$$

式中， k_m ：以 m 組數據推估模式參數 \hat{H}_m 時之有色噪音係數；

n ：模式之參數個數；

ζ_m ：完全隨機之噪音向量；

$$Y_m = \begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(m) \end{bmatrix}; \quad X_m = \begin{bmatrix} x_1(1) & x_2(1) & \cdots & x_n(1) \\ x_1(2) & x_2(2) & \cdots & x_n(2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_m(m) & x_2(m) & \cdots & x_n(m) \end{bmatrix};$$

$$\hat{H}_m = \begin{bmatrix} h_1 \\ h_2 \\ \vdots \\ h_n \end{bmatrix}; \quad \bar{X}_m = \begin{bmatrix} \frac{1}{n}(x_1(1) + x_1(2) + \cdots + x_1(n)) \\ \frac{1}{n}(x_2(1) + x_2(2) + \cdots + x_2(n)) \\ \vdots \\ \frac{1}{n}(x_m(1) + x_m(2) + \cdots + x_m(n)) \end{bmatrix}。$$

根據式(2-23)及式(3-1)，可得出 m 組資料時之模式參數估計，如式(3-2)所示。

$$\hat{H}_m = (X_m^T Y_m)^{-1} X_m^T (Y_m - nk_m \bar{X}_m) \quad (3-2)$$

假若系統於下一時刻得到一組新數據 $x^T(m+1)$ ，其定義如下^[7]：

$$x^{T(m+1)} = [x_1(m+1) \quad x_2(m+1) \cdots x_n(m+1)] \quad (3-3)$$

因此，以 $(m+1)$ 組數據進行參數推估時，考量有色噪音效應之線性系統及推估參數，乃如式(3-4)與式(3-8)。

$$Y_{m+1} = X_{m+1} H_{m+1} + nk_{m+1} \bar{X}_{m+1} + \zeta_{m+1} \quad (3-4)$$

式中， k_{m+1} ：以 $m+1$ 組數據推估模式參數 \hat{H}_{m+1} 時之有色噪音係數；

$$Y_{m+1} = \begin{bmatrix} y(1) \\ \vdots \\ y(m) \\ \cdots \\ y(m+1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_m \\ \cdots \\ y(m+1) \end{bmatrix} \quad (3-5)$$

$$X_{m+1} = \begin{bmatrix} x_1(1) & x_2(1) & \cdots & x_n(1) \\ x_1(2) & x_2(2) & \cdots & x_n(2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1(m) & x_2(m) & \cdots & x_n(m) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_1(m+1) & x_2(m+1) & \cdots & x_n(m+1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_m \\ \cdots \\ x^T(m+1) \end{bmatrix} \quad (3-6)$$

$$\bar{X}_{m+1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{n}(x_1(1) + x_1(2) + \cdots + x_1(n)) \\ \frac{1}{n}(x_2(1) + x_2(2) + \cdots + x_2(n)) \\ \vdots \\ \frac{1}{n}(x_m(1) + x_m(2) + \cdots + x_m(n)) \\ \cdots \\ \frac{1}{n}(x_{m+1}(1) + x_{m+1}(2) + \cdots + x_{m+1}(n)) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{X}_m \\ \cdots \\ \bar{x}(m+1) \end{bmatrix} \quad (3-7)$$

$$\hat{H}_{m+1} = (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T (Y_{m+1} - nk_{m+1} \bar{X}_{m+1}) \quad (3-8)$$

由式(3-8)可知，為求得 \hat{H}_{m+1} ，乃須重新計算矩陣 $(X_{m+1}^T X_{m+1})$ 並求其反矩陣，因此每增加一組資料時，皆要重覆計算此一步驟，再加上資料所佔之記憶容量及其餘附加之程序，則會造成計算工作量甚大，徒增加資源及時間上之浪費。

因此，如能以新數據所提供之信息，且不重覆求取反矩陣，即直接獲得新參數 \hat{H}_{m+1} ，實為一便捷之方法。

由式(3-2)知， \hat{H}_m 可表示如下：

$$\begin{aligned} \hat{H}_m &= (X_m^T X_m)^{-1} X_m^T (Y_m - nk_m \bar{X}_m) \\ &= (X_m^T X_m)^{-1} X_m^T Y_m - (X_m^T X_m)^{-1} X_m^T nk_m \bar{X}_m \\ &= (X_m^T X_m)^{-1} X_m^T Y_m - k_m (X_m^T X_m)^{-1} X_m^T X_m e \\ &= (X_m^T X_m)^{-1} X_m^T Y_m - k_m e \end{aligned} \quad (3-9)$$

式中， $e = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$ ，為一 $n \times 1$ 之矩陣。

並定義矩陣 P_m 如下^[7,10]：

$$P_m = [X_m^T X_m]^{-1} \quad (3-10)$$

則式(3-9)可簡化成如式(3-11)所示。

$$\hat{H}_m = P_m X_m^T Y_m - k_m e \quad (3-11)$$

因此，由式(3-11)可知：

$$P_m X_m^T Y_m = \hat{H}_m + k_m e \quad (3-12)$$

根據式(3-10)，當系統獲得一組新資料時，則可定義矩陣 P_{m+1} 如下式所示^[7,10]。

$$P_{m+1} = [X_{m+1}^T X_{m+1}]^{-1} \quad (3-13)$$

為避免每當系統一獲得新資料時須再重新求取其反矩陣之困擾，將式(3-6)及式(3-10)代入式(3-13)並運算後，得矩陣 P_{m+1} 表示如下^[7,10]：

$$\begin{aligned} P_{m+1} &= (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} \\ &= \left(\begin{bmatrix} X_m^T & x(m+1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_m \\ x^T(m+1) \end{bmatrix} \right)^{-1} \\ &= (X_m^T X_m + x(m+1)x^T(m+1))^{-1} \\ &= (P_m^{-1} + x(m+1)x^T(m+1))^{-1} \end{aligned}$$

$$= P_m - P_m x(m+1) [1 + x^T(m+1) P_m x(m+1)]^{-1} x^T(m+1) P_m \quad (3-14)$$

令 $1 + x^T(m+1) P_m x(m+1) = \Lambda$

則式(3-13)可表示如式(3-15)所示^[7,10]。

$$P_{m+1} = P_m - P_m x(m+1) \Lambda^{-1} x^T(m+1) P_m \quad (3-15)$$

由式(3-8)可知， \hat{H}_{m+1} 可表示如式(3-16)所示。

$$\begin{aligned} \hat{H}_{m+1} &= (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T (Y_{m+1} - nk_{m+1} \bar{X}_{m+1}) \\ &= (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T Y_{m+1} \\ &\quad - (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T nk_{m+1} \bar{X}_{m+1} \end{aligned} \quad (3-16)$$

而式(3-16)中之 $n\bar{X}_{m+1}$ 經簡化後，乃示如式(3-17)。

$$n\bar{X}_{m+1} = n \times \begin{bmatrix} \frac{1}{n}(x_1(1) + x_1(2) + \cdots + x_1(n)) \\ \frac{1}{n}(x_2(1) + x_2(2) + \cdots + x_2(n)) \\ \vdots \\ \frac{1}{n}(x_{m+1}(1) + x_{m+1}(2) + \cdots + x_{m+1}(n)) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} x_1(1) + x_1(2) + \cdots + x_1(n) \\ x_2(1) + x_2(2) + \cdots + x_2(n) \\ \vdots \\ x_{m+1}(1) + x_{m+1}(2) + \cdots + x_{m+1}(n) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} x_1(1) & x_1(2) & \cdots & x_1(n) \\ x_2(1) & x_2(2) & \cdots & x_2(n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{m+1}(1) & x_{m+1}(2) & \cdots & x_{m+1}(n) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}_{n \times 1}$$

$$= X_{m+1} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}_{n \times 1}$$

$$= X_{m+1} e \quad (3-17)$$

因此，將式(3-17)代回式(3-16)後，可得 \hat{H}_{m+1} 如式(3-18)所示。

$$\begin{aligned} \hat{H}_{m+1} &= (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T Y_{m+1} - k_{m+1} (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T X_{m+1} e \\ &= (X_{m+1}^T X_{m+1})^{-1} X_{m+1}^T Y_{m+1} - k_{m+1} e \\ &= (P_{m+1}) X_{m+1}^T Y_{m+1} - k_{m+1} e \end{aligned} \quad (3-18)$$

而由式(3-6)可知：

$$X_{m+1}^T = [X_m^T \quad x(m+1)] \quad (3-19)$$

故由式(3-5)及式(3-19)，可得 $X_{m+1}^T Y_{m+1}$ 之表示式如式(3-20)所示。

$$\begin{aligned} X_{m+1}^T Y_{m+1} &= [X_m^T \quad x(m+1)] \begin{bmatrix} Y_m \\ y(m+1) \end{bmatrix} \\ &= X_m^T Y_m + x(m+1)y(m+1) \quad (3-20) \end{aligned}$$

將式(3-19)、(3-20)代入式(3-18)中，經推演後可得 \hat{H}_{m+1} 表示如下：

$$\begin{aligned} \hat{H}_{m+1} &= (P_m - P_m x(m+1) \Lambda^{-1} x^T(m+1) P_m) (X_m^T Y_m + x(m+1)y(m+1)) - k_{m+1} e \\ &= P_m X_m^T Y_m + P_m x(m+1)y(m+1) - P_m x(m+1) \Lambda^{-1} x^T(m+1) P_m x(m+1)y(m+1) \\ &\quad - P_m x(m+1) \Lambda^{-1} x^T(m+1) P_m x^T Y_m - k_{m+1} e \quad (3-21) \end{aligned}$$

茲因上式之推導過程頗為繁複，文中僅列出 $\lambda = 1$ 較重要之步驟，可得 \hat{H}_{m+1} 乃示如下式：

$$\begin{aligned} \hat{H}_{m+1} &= P_m X_m^T Y_m + P_m x(m+1) \Lambda^{-1} y(m+1) \\ &\quad - P_m x(m+1) \Lambda^{-1} x^T(m+1) P_m X_m^T Y_m - k_{m+1} e \\ &= P_m X_m^T Y_m + P_m x(m+1) \Lambda^{-1} [y(m+1) - x^T(m+1) P_m X_m^T Y_m] - k_{m+1} e \\ &= (\hat{H}_m + k_m e) + P_m x(m+1) \Lambda^{-1} [y(m+1) - x^T(m+1) (\hat{H}_m + k_m e)] \\ &\quad - k_{m+1} e \quad (3-22) \end{aligned}$$

為簡化上式之繁雜性，乃定義矩陣 L_m 如式(3-23)所示。

$$\begin{aligned} L_m &= P_m x(m+1) \Lambda^{-1} \\ &= P_m x(m+1) [I + x^T(m+1) P_m x(m+1)]^{-1} \quad (3-23) \end{aligned}$$

則線性系統考量有色噪音效應時之參數即時校正公式，乃如式(3-24)所示。

$$\hat{H}_{m+1} = (\hat{H}_m + k_m e) + L_m [y(m+1) - x^T(m+1) (\hat{H}_m + k_m e)] - k_{m+1} e \quad (3-24)$$

由式(3-24)可知， $x^T(m+1) (\hat{H}_m + k_m e)$ 項係系統於下一時刻獲致新數據 $x^T(m+1)$ 與上一時刻估計參數 \hat{H}_m 及有色噪音係數 k_m 之乘積，及相當於下一時刻 $(m+1)$ 之預報值 $y(m+1|m)$ ，其與 $(m+1)$ 時刻實測值之差 $[y(m+1) - y(m+1|m)]$ 即為預報誤差。

將預報誤差乘以權重 L_m 作為對上一時刻估計

參數 \hat{H}_m 之校正項，此權重 L_m 稱為增益因子 (gain factor)。當預報誤差愈大，或增益因子 L_m 愈大時，對估計參數之校正即愈多，其校正效果亦愈敏感。

茲將考量有色噪音效應下之線性系統參數估計即時校正公式，彙集如式(3-25)~式(3-27)所示。

$$\hat{H}_{m+1} = \hat{H}_m + k_m e + L_m [y(m+1) - x^T(m+1) (\hat{H}_m + k_m e)] - k_{m+1} e \quad (3-25)$$

$$L_m = P_m x(m+1) [I + x^T(m+1) P_m x(m+1)]^{-1} \quad (3-26)$$

$$P_{m+1} = [I - L_m x^T(m+1)] P_m \quad (3-27)$$

四、模式建立及參數優選

(一)、模式建立

本研究係以多層核胞模式具外來投入自迴歸 (ARX) 演算法為水文模擬模式，文中為減少模式之複雜性及考量有色噪音效應對模式參數推估與水文模擬之影響，故不區分研析集水區為數個核胞，而將整個流域集水區視為一個核胞予以研析。

根據多層核胞模式^[2, 18, 24, 25]之基本理論，係將研析集水區之逕流區分為漫地流及河渠流兩部份。然後，可依水文連續方程式，將其轉化換成具外來投入自迴歸模式，其推導過程如下^[2]：

漫地流部份之連續方程式^[2]：

$$I(t) - Q_1(t) = \frac{dS_1(t)}{dt} \quad (4-1)$$

將 $S_1(t) = k_a Q_1(t)$ 代入式(4-1)後得：

$$I(t) - \frac{1}{k_a} Q_1(t) = \frac{dS_1(t)}{dt} \quad (4-2)$$

將式(4-2)由 $t-1$ 時刻至 t 時刻積分後，並應用梯型積分法化簡後得：

$$\frac{1}{2} (1+B) I(t) - \frac{1}{k_a} (1+B) Q_1(t) = \frac{dS_1(t)}{dt} (1-B) \quad (4-3)$$

式中， k_a ：集水區漫地流之蓄水常數；

S_1 ：漫地流蓄水量；

B ：後移運算子 (backshift operator)。

由式(4-3)可得：

$$\left[(1-B) + \frac{1}{2k_a}(1+B) \right] S_1(t) = \frac{1}{2}(1+B)I_1(t) \quad (4-4)$$

$$\text{令 } \alpha_1 = -(1 - \frac{1}{2k_a}), \quad \alpha_2 = 1 + \frac{1}{2k_a}$$

則式(4-4)可以寫成如式(4-5)之結果：

$$(\alpha_2 + \alpha_1 B)S_1(t) = \frac{1}{2}(1+B)I(t) \quad (4-5)$$

即相當於：

$$S_1(t) = \frac{\frac{1}{2}(1+B)}{(\alpha_2 + \alpha_1 B)} I(t) \quad (4-6)$$

2. 河渠流部份之連續方程式^[2]：

$$Q_1(t) - Q_2(t) = \frac{dS_2(t)}{dt} \quad (4-7)$$

式中， $Q_2(t)$ ：河道部份之流量。

將 $S_2(t) = M_j Q_2(t)$ 代入上式後得：

$$\frac{1}{k_a} S_1(t) - \frac{1}{M_j} S_2(t) = \frac{dS_2(t)}{dt} \quad (4-8)$$

式中， M_j ：河渠流部份之蓄水常數；

S_2 ：河渠流之蓄水量。

將式(4-8)由 $t-1$ 時刻至 t 時刻積分後，並應用梯型積分法化簡後得：

$$\frac{1}{2k_a}(1+B)S_1(t) - \frac{1}{2M_j}(1+B)S_2(t) = (1-B)S_2(t) \quad (4-9)$$

即

$$\left[(1-B) + \frac{1}{2M_j}(1+B) \right] S_2(t) = \frac{1}{2k_a}(1+B)S_1(t) \quad (4-10)$$

$$\text{令 } \beta_1 = -(1 - \frac{1}{2M_j}), \quad \beta_2 = 1 + \frac{1}{2M_j}$$

並將(4-6)式代入式(4-10)後得：

$$(\beta_2 + \beta_1 B)S_2(t) = \frac{1}{2k_a}(1+B) \frac{\frac{1}{2}(1+B)I(t)}{\alpha_2 + \alpha_1 B} \quad (4-11)$$

故

$$S_2(t) = \frac{\frac{1}{4k_a}(1+B)^2}{(\alpha_2 + \alpha_1 B)(\beta_2 + \beta_1 B)} I(t) \quad (4-12)$$

$$\therefore Q_2(t) = \frac{1}{M_j} S_2(t) \quad (4-13)$$

$$\therefore Q_2(t) = \frac{1}{4k_a M_j} \frac{1+2B+B^2}{(\alpha_2 \beta_2 + \alpha_1 \beta_2 B + \alpha_2 \beta_1 B + \alpha_1 \beta_1 B^2)} I(t) \quad (4-14)$$

將式(4-14)展開，並化為ARX型式後如下所示^[2]：

$$Q(t) = \phi_1 Q(t-1) + \phi_2 Q(t-2) + \theta_0 I(t) + \theta_1 I(t-1) + \theta_2 I(t-2) + \varepsilon \quad (4-15)$$

式中，

$$\phi_1 = \frac{(2k_a - 1)(2M_j + 1) + (2k_a + 1)(2M_j - 1)}{(2k_a + 1)(2M_j + 1)} ;$$

$$\phi_2 = -\frac{(2k_a - 1)(2M_j - 1)}{(2k_a + 1)(2M_j + 1)} ;$$

$$\theta_0 = \frac{1}{(2k_a + 1)(2M_j + 1)} ;$$

$$\theta_1 = 2\theta_0 ;$$

$$\theta_2 = \theta_0 .$$

於多層核胞模式中， ϕ_1 、 ϕ_2 、 θ_0 、 θ_1 、 θ_2 各有範圍限制，其範圍如下^[2]：

$$\frac{2}{3} \leq \phi_1 < 2$$

$$-1 < \phi_2 \leq \frac{1}{9}$$

$$0 < \theta_0 \leq \frac{1}{9}$$

$$0 < \theta_1 \leq \frac{2}{9}$$

$$0 < \theta_2 \leq \frac{1}{9}$$

$$\text{且 } \phi_1 + \phi_2 + \theta_0 + \theta_1 + \theta_2 = 1 \quad (4-16)$$

式(4-16)合於體積平衡之假設。

因此，於考慮有色噪音效應之情況下，則式(4-15)可改寫成如式(4-17)所示。

$$Q(t) = \phi_1 Q(t-1) + \phi_2 Q(t-2) + \theta_0 I(t) + \theta_1 I(t-1) + \theta_2 I(t-2) + nk\bar{X} + \zeta \quad (4-17)$$

式中，

$$\bar{X} = \frac{1}{5}(Q(t-1) + Q(t-2) + I(t) + I(t-1) + I(t-2)) ;$$

$$n = 5 .$$

(二)、參數優選

於估計模式參數推估之前，首先需率定 k 值之大小。若應用試誤法以率定 k 值並推估模式參數時，則需先假設一個 k 值，再利用具有色噪音之參數估計方法，如式(2-23)所示以估計模式之參數值，如此不斷重複，直至某一 k 值及其參數推估值最符合模式之限制式如(4-16)所示為止。

如此雖可率定出 k 值之大小，但太費時費事，且試誤法率定所得之結果並不一定為最佳解。為避免此等問題之產生，本研究於確定 k 值及其它相關參數時，乃捨用試誤法改採較為完善之優選法，以率定出 k 值。

優選(optimization)於工程上之應用，乃是將一連串物理現象以數學式表示之，再設立合適之目標函數，並考慮變數值之範圍，作多方向之技巧性搜尋，求得滿意之結果。而隨著理論方法不斷演進，優選法不僅能求得極大、極小之問題，更進一步配合電腦進行複雜之數學運算，針對原來之需求，得出一最佳設計與管理^[4,6]。

優選之方法有許多種，如最陡坡降法(steepest descent)^[2]、牛頓法(Newton's method)^[4]、遺傳演算法(genetic algorithms)^[4]及線性規劃問題中常用之簡形法(simplex method)^[4,17]等，各具其特性之理論基礎。

本文中乃應用新進研發參數整體性最佳化方式之洗牌複演進法(shuffled complex evolution algorithm, 簡稱 SCE 法)^[5,16]以率定 k 值。SCE 演算流程中包含洗牌複演進法與競爭複演進法(competitive complex evolution algorithm, 簡稱 CCE 法)兩部份。洗牌複演進法之功能頗為完善，其於機率性方面可充分提供搜尋空間之訊息；於定率性方面可有效地利用反應平面之訊息以引導搜尋方向、集中於最有可能之區域進行搜集、各分組在全區域改善方向上成系統演進以避免落入區域最佳值及由演進之觀念以較佳值取代原值等特性，因此將其應用於有色噪音係數 k 及相關參數之選定，即可獲得整體之最佳值^[5,16,19,20]。

至於優選中目標函數之選定，採用改良 HEC-1 中所建議之目標函數方式並定為參數檢定時之最佳化時

之目標函數式，其定義如下^[2,3]：

$$F_{obj} = \left\{ \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T [Q_{obs}(i) - Q_{est}(i)] \cdot W_i(i) \right\}^{1/2} + \Delta Q \quad (4-18)$$

式中， F_{obj} ：目標函數值；

T ：觀測值之延時；

$Q_{obs}(i)$ ：第 i 時刻之觀測值；

$Q_{est}(i)$ ：第 i 時刻之模擬值；

\bar{Q}_{obs} ：觀測值之平均值；

$Q_{obs,p}$ ：觀測之洪峰值；

$Q_{est,p}$ ：模擬之洪峰值；

$W_i(i)$ ：第 i 時刻之權重值。

其中， $W_i(i)$ 及 ΔQ 之計算式如下所示^[2,3]：

$$W_i(i) = \frac{Q_{obs} + \bar{Q}_{obs}}{2\bar{Q}_{obs}} \quad (4-19)$$

而 ΔQ 之定義如下^[2,3]：

$$\Delta Q = \begin{cases} \frac{(Q_{obs,p} - Q_{est,p})}{T^2}, & Q_{est,p} < Q_{obs,p} \\ 0, & Q_{est,p} \geq Q_{obs,p} \end{cases} \quad (4-20)$$

利用上述各式，即可求出最佳之 k 值。

五、模式之驗證及應用

(一)、流域概況

本研究以淡水河河系中石門水庫上游集水區為模式驗證區域。石門水庫位於大漢溪上游，集水區面積為 763.4 平方公里，具灌溉、發電、給水及防洪等功能^[15]，故整個水庫營運調節影響整個大漢溪流域甚大。集水區內所採用之自記雨量站為石門水庫管理局所轄屬，計有石門、長興、復興、霞雲、高義、巴陵、嘎拉賀、三光、玉峰、鞍部、秀巒、白石、鎮西堡、西丘斯與池瑞等 15 站資料^[13]，其概況如圖 1 所示。

研究中針對模式中有色噪音效應影響之研究，以石門水庫上游集水區之水文資料為基本觀測值，並以此建立一具有色噪音效應之降雨—逕流模式及其參數估計即時校正系統，期能提供研析集水區防洪規劃及

水庫營運之參考。

(二)、資料處理

本研究乃以石門水庫上游集水區 15 個電傳站雨量資料經徐昇多邊形法權重平均求取之逐時平均雨量

為輸入值，且以壩址流量記錄為模式流量檢定與驗證之憑藉⁽¹³⁾；所應用之資料係選擇民國 48-83 年間 13 場颱風資料作為模式檢定與驗證之基本資料，如表 1 所示。

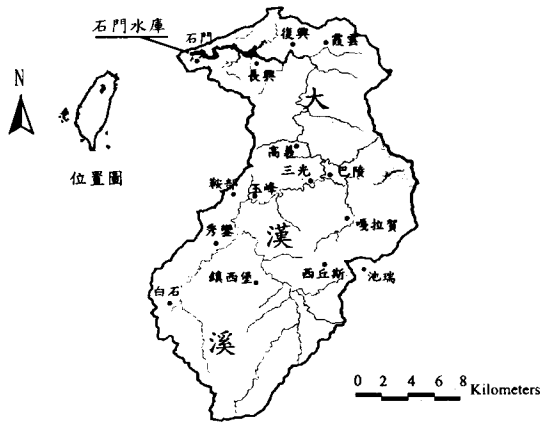


圖 1 石門水庫上游集水區流域概況圖

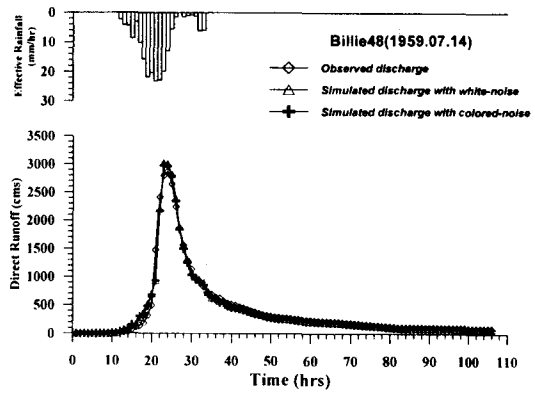


圖 2 石門水庫上游集水區颱風事件檢定模擬圖(畢莉 48)

表 1 石門水庫上游集水區之研析颱風事件表

場次	颱風名稱	發生日期	類別	延時
1	畢莉 48 (Billie48)	48.07.14	檢定	106
2	波密拉 (Pelema)	50.09.11	檢定	126
3	瑪莉 (Mary)	54.08.18	檢定	90
4	貝蒂 (Betty)	61.08.15	檢定	100
5	畢莉 65 (Billie65)	65.08.08	檢定	87
6	諾瑞絲 (Norris)	69.08.27	檢定	88
7	賀莉 (Holly)	73.08.18	驗證	93
8	艾貝 (Abby)	75.09.18	驗證	91
9	琳恩 (Lynn)	76.10.23	驗證	95
10	亞伯 (Abe)	79.08.29	檢定	104
11	莎拉 (Sarah)	78.09.09	驗證	120
12	歐菲莉 (Offlia)	79.06.23	檢定	72
13	席絲 (Seth)	83.10.09	驗證	72

針對一場颱風事件，先利用基流分離求取集水區之直接逕流量，對於流量歷線之基流分離乃假定每次水文事件之基流量為一定，其對計算之結果影響甚微。扣除基流量後之流量為直接逕流量，而總直接逕流量視為是此次颱風事件降落於此集水區內之總有效總降雨量^[13]。

至於有效雨量之求法，先經由徐昇多邊形法權重平均求取逐時平均雨量，再進一步將集水區之平均降雨量與總直接逕流量利用 Φ 指數法求取集水區之有效平均降雨。

(三)、研析方法

研究中於石門水庫上游集水區 13 場颱風事件之研析中，針對預報模式初始參數值之求得，乃取數場颱風事件先作參數之檢定，然後再將檢定所得之各場次參數予以平均，以作為預報驗證場次之初始參數，再進行即時校正與預報，因此共分檢定模擬及預報驗證兩個步驟。

(四)、模式校驗

為確定具有色噪音效應模式於研究區域中之適用性及提高模式之信賴度，必須對模式作驗證。本文以效率係數(coefficient of efficiency)、洪峰流量誤差(error of peak discharge)、洪峰到達時刻誤差(error of time to peak)及逕流體積誤差百分比(error of runoff volume)等四項為校驗模式之準則^[2,3,11]。茲分述如下：

1. 效率係數 (CE)

$$CE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N [Q_{OBS}(i) - Q_{EST}(i)]^2}{2 \sum_{i=1}^N [Q_{OBS}(i) - \bar{Q}_{OBS}]^2} \quad (5-1)$$

式中， N : 觀測流量延時(hrs)；
 $Q_{OBS}(i)$: 第 i 時刻之觀測流量(cms)；
 $Q_{EST}(i)$: 第 i 時刻之模式推估流量(cms)；
 \bar{Q}_{OBS} : 觀測流量之平均值(cms)。

2. 洪峰流量誤差 (EQ_P)

$$EQ_P = \frac{Q_{P,EST} - Q_{P,OBS}}{Q_{P,OBS}} \times 100\% \quad (5-2)$$

式中， $Q_{P,EST}$: 模式推估之洪峰流量(cms)；
 $Q_{P,OBS}$: 觀測之洪峰流量(cms)。

3. 洪峰到達時刻誤差 (ET_P)

$$ET_P = T_{P,EST} - T_{P,OBS} \quad (5-3)$$

式中， $T_{P,EST}$: 模式推估之洪峰到達時刻；
 $T_{P,OBS}$: 觀測之洪峰流量(cms)。

4. 逕流體積誤差 (VER)

$$VER = \frac{\left(\sum_{i=1}^N Q_{OBS}(i) - \sum_{i=1}^N Q_{EST}(i) \right) \cdot \Delta t}{\sum_{i=1}^N Q_{OBS}(i) \cdot \Delta t} \times 100\% \quad (5-4)$$

式中， N : 觀測流量延時(hr)；
 $Q_{OBS}(i)$: 第 i 時刻之觀測流量(cms)；
 $Q_{EST}(i)$: 第 i 時刻之模式推估流量(cms)；
 Δt : 觀測或模擬之時距(hrs)。

六、結果與討論

本研究擬研究噪音對集水區颱風事件模擬及降雨—逕流模式特性之影響，因此分別運用具有色噪音影響及不具有色噪音影響兩種不同架構之水文模式，針對各颱風事件予以模擬研析，以研究噪音對集水區颱風事件模擬及降雨—逕流模式特性影響之差異。研究中並選取石門水庫上游集水區 13 場颱風事件作為模式之模擬與驗證。茲將所得之結果與討論列述如下：

1. 由表 2~3 及圖 2~5 所示之初始參數檢定及其模擬結果中，僅就效率係數而言，石門水庫上游集水區瑪麗、貝蒂與歐菲莉等颱風事件之模擬，其中具有色噪音及不具有色噪音影響之模擬結果相當接近；根據白噪音為有色噪音成分極小之特例，研判這些場次所具有之有色噪音成分較少，故兩者模擬結果相當接近。而其餘部份具有色噪音之模擬結果就較不具有色噪音影響之模擬結果為佳，顯現出考量有色噪音後確實可於檢定方面增加模式模擬之精確度。
2. 同樣根據表 2~3 加以研析，其中逕流體積誤差及洪峰流量誤差兩判斷準則較無法分辨出具有色噪音及不具有色噪音影響兩者之差別。主

表 2 石門水庫上游集水區各研析颱風事件以方法 A 並考量具有色噪音效應之檢定結果比較表

項目 颱風	觀測值		檢定值					
	Qp (cms)	Tp (hr)	Qp (cms)	Tp (hr)	CE	VER (%)	EQP (%)	ETP (hrs)
畢莉(1)	2872.70	24	2971.26	23	0.9835	3.0165	3.4307	1
波密拉	4860.00	32	4682.43	33	0.9866	2.6264	-3.6538	-1
瑪莉	1591.60	30	1592.13	31	0.9957	0.6776	0.0330	-1
貝蒂	5736.90	41	5732.56	41	0.9967	0.6603	-0.0756	0
畢莉(2)	5479.40	27	5128.66	27	0.9900	1.1706	-6.4011	0
諾瑞絲	1203.00	28	1135.33	29	0.9895	1.2961	-5.6249	-1
亞伯	3509.68	23	3331.22	24	0.9845	1.6593	-5.0849	-1
歐菲莉	646.52	27	675.76	25	0.9568	0.7885	4.5236	2

表 3 石門水庫上游集水區各研析颱風事件以方法 A 但不考量具有色噪音效應之檢定結果比較表

項目 颱風	觀測值		檢定值					
	Qp (cms)	Tp (hr)	Qp (cms)	Tp (hr)	CE	VER (%)	EQP (%)	ETP (hrs)
畢莉(1)	2872.70	24	3019.64	23	0.9827	0.1875	5.1153	1
波密拉	4860.00	32	4767.12	33	0.9858	0.0489	-1.9112	-1
瑪莉	1591.60	30	1595.69	31	0.9957	0.2012	0.2568	-1
貝蒂	5736.90	41	5750.50	41	0.9967	0.2215	0.2371	0
畢莉(2)	5479.40	27	5158.47	27	0.9899	0.2529	-5.8570	0
諾瑞絲	1203.00	28	1136.45	29	0.9892	0.3667	-5.5317	-1
亞伯	3509.68	23	3384.19	24	0.9841	0.1897	-3.5755	-1
歐菲莉	646.52	27	675.34	25	0.9568	0.3356	4.4581	2

要是因為檢定為針對整場已知資料利用優選法來求取最佳值，因此，於有色噪音考量與否皆為求取目標函數最佳值之前提下，造成於逕流體積誤差及洪峰流量誤差兩方面較無法顯現出具有色噪音及不具有色噪音影響之差別，而僅將其不同顯現於檢定後之模式系統參數上。

- 由石門水庫上游集水區颱風事件之預報驗證結果表 4 與表 5 比較可知，針對預報第 1 小時 $Q(t+1)$ 之結果來看，具有色噪音之模擬驗證結果僅比不具有色噪音稍佳，預報第 2 小時

$Q(t+2)$ 則能更明確顯出考量具有色噪音效應後所增加之精確度；隨著往後預報時間增長，如 $Q(t+3)$ ~ $Q(t+6)$ ，具有色噪音效應及不具有色噪音效應兩者模擬結果之相差則愈大，明顯地呈現出考量具有色噪音影響之水文模式具有較佳之精確度。而根據圖 6~8 所示之結果來研析，亦可看出如上述之情況。

- 由圖 9~11 即時預報之參數變化結果中可知，預報系統之系統參數於環境因子變化較大之暴雨或洪水時段，即雨量、流量變化劇烈時會出現較大之修正量，其波動也較大。由此可見

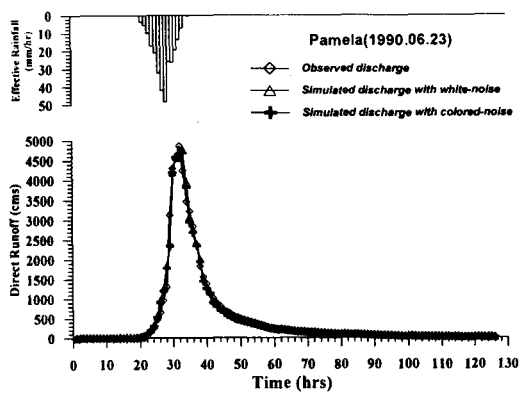


圖 3 石門水庫上游集水區颱風洪事件檢定模擬圖(波密拉)

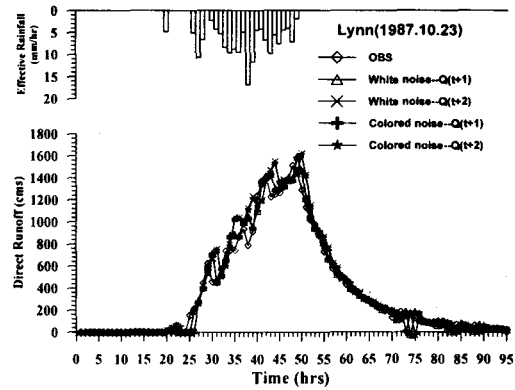


圖 6-A 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 1-2 小時驗證圖(琳恩)

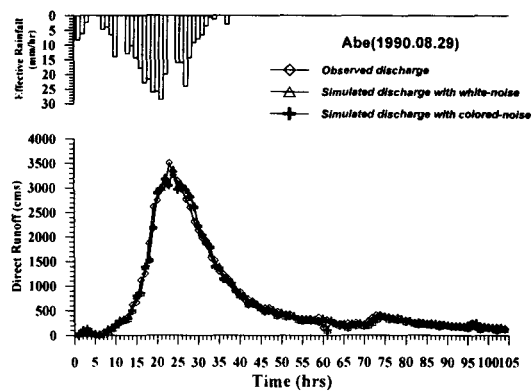


圖 4 石門水庫上游集水區颱風洪事件檢定模擬圖(亞伯)

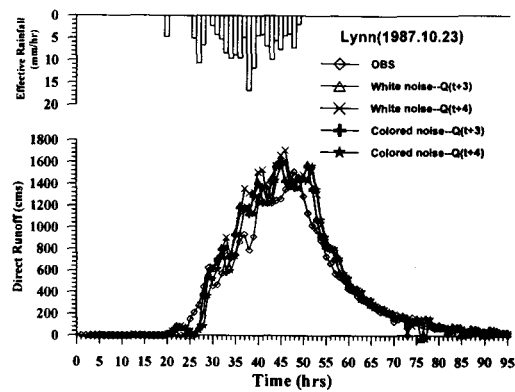


圖 6-B 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 3-4 小時驗證圖(琳恩)

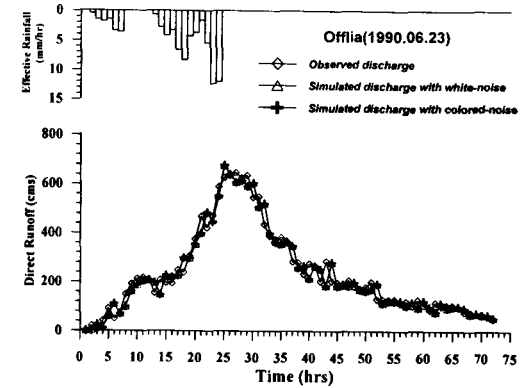


圖 5 石門水庫上游集水區颱風洪事件檢定模擬圖(歐菲莉)

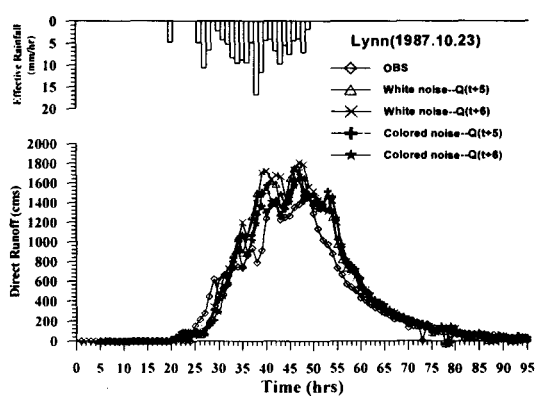


圖 6-C 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 5-6 小時驗證圖(琳恩)

表 4 石門水庫上游集水區具有色噪音效應之即時預報驗證結果比較表

模式	項目	颱風名稱				
		賀 莉	艾 貝	琳 恩	莎 拉	席 絲
觀測 記錄	Qp(cms)	1844.00	2081.00	1512.00	2827.22	3085.49
	Tp(hr)	32	31	48	54	37
Q(t+1)	Qp(cms)	1934.16	2197.49	1585.10	2943.61	3332.04
	Tp(hr)	33	32	49	52	35
	CE	0.9957	0.9956	0.9773	0.9860	0.9917
	VER(%)	-2.9857	-2.0984	-3.3886	-1.6653	-1.3709
	EQP(%)	4.8896	5.5980	4.8348	4.1166	7.9908
	ETP(hrs)	-1	-1	-1	2	2
Q(t+2)	Qp(cms)	2025.89	2287.66	1607.90	3224.14	3594.21
	Tp(hr)	34	33	50	53	35
	CE	0.9797	0.9812	0.9471	0.9625	0.9775
	VER(%)	-6.8265	-4.8162	-7.1069	-3.6045	-3.2357
	EQP(%)	0.9838	9.9309	6.3428	14.0392	16.4875
	ETP(hrs)	-2	-2	-2	1	2
Q(t+3)	Qp(cms)	2095.51	2369.46	1601.41	3458.74	3874.78
	Tp(hr)	34	34	45	54	36
	CE	0.9512	0.9552	0.9216	0.9420	0.9539
	VER(%)	-11.0321	-7.8602	-10.8932	-5.8413	-5.3328
	EQP(%)	13.6392	13.8619	5.9139	22.3372	25.5809
	ETP(hrs)	-2	-3	3	0	1
Q(t+4)	Qp(cms)	2092.52	2364.36	1593.69	3443.86	3857.44
	Tp(hr)	36	35	46	55	37
	CE	0.9374	0.9418	0.9102	0.9215	0.9250
	VER(%)	-11.1172	-7.8090	-11.0088	-5.7976	-5.2082
	EQP(%)	13.4771	13.6165	5.4025	21.8110	25.0189
	ETP(hrs)	-4	-4	2	-1	0
Q(t+5)	Qp(cms)	2127.91	2383.85	1632.30	3507.39	4009.43
	Tp(hr)	37	36	47	26	38
	CE	0.9040	0.9117	0.8905	0.8863	0.8940
	VER(%)	-14.6256	-10.6866	-14.4311	-7.7931	-7.4253
	EQP(%)	15.3967	14.5533	7.9566	24.0581	29.9447
	ETP(hrs)	-5	-5	1	-2	-1
Q(t+6)	Qp(cms)	2186.37	2412.02	1677.09	3537.21	4114.98
	Tp(hr)	38	35	47	57	39
	CE	0.8589	0.8715	0.8689	0.8554	0.8583
	VER(%)	-18.9367	-14.2978	-18.3872	-10.0992	-10.2532
	EQP(%)	18.5672	15.9068	10.9191	25.1125	33.3654
	ETP(hrs)	-6	-4	1	-3	-2

表 5 石門水庫上游集水區不具有色噪音效應之即時預報驗證結果比較表

模式	項目	颱風名稱				
		賀 莉	艾 貝	琳 恩	莎 拉	席 絲
觀 測 記 錄	Qp(cms)	1844.00	2081.00	1512.00	2827.22	3085.49
	Tp(hr)	32	31	48	54	37
Q(t+1)	Qp(cms)	1941.94	2204.54	1589.38	2949.32	3341.50
	Tp(hr)	33	32	49	52	35
	CE	0.9952	0.9950	0.9766	0.9857	0.9915
	VER(%)	-3.3874	-2.5028	-3.8712	-1.9538	-1.6916
	EQP(%)	5.3116	5.9369	5.1180	4.3188	8.2971
	ETP(hrs)	-1	-1	-1	2	2
Q(t+2)	Qp(cms)	2041.77	2306.4	1616.01	3237.43	3608.14
	Tp(hr)	34	33	50	53	35
	CE	0.9771	0.9783	0.9440	0.9608	0.9761
	VER(%)	-7.7360	-5.7118	-8.1320	-4.2563	-3.9372
	EQP(%)	10.7249	10.8359	6.8787	14.5096	16.9391
	ETP(hrs)	-2	-2	-2	1	2
Q(t+3)	Qp(cms)	2121.83	2400.00	1625.15	3482.62	3901.07
	Tp(hr)	34	34	45	54	36
	CE	0.9443	0.9476	0.9146	0.9374	0.9502
	VER(%)	-12.4975	-9.2916	-12.4821	-6.8880	-6.4555
	EQP(%)	15.0669	15.3295	7.4836	23.1818	26.4328
	ETP(hrs)	-2	-3	3	0	1
Q(t+4)	Qp(cms)	2207.73	2489.06	1708.27	3642.92	4156.31
	Tp(hr)	35	35	46	55	37
	CE	0.8968	0.9004	0.8849	0.9022	0.9157
	VER(%)	-17.4476	-13.2161	-16.9668	-9.6064	-9.4328
	EQP(%)	19.7251	19.6090	12.9812	28.8517	34.7049
	ETP(hrs)	-3	-4	2	-1	0
Q(t+5)	Qp(cms)	2279.97	2537.14	1763.92	3788.62	4351.21
	Tp(hr)	36	36	47	56	38
	CE	0.8337	0.8368	0.8445	0.8583	0.8673
	VER(%)	-22.5272	-17.4210	-21.5578	-12.4744	-12.7522
	EQP(%)	23.6426	21.9195	16.6619	34.0055	41.0217
	ETP(hrs)	-4	-5	1	-2	-1
Q(t+6)	Qp(cms)	2352.49	2582.64	1805.42	3863.45	4476.69
	Tp(hr)	37	35	47	57	39
	CE	0.7534	0.7538	0.7974	0.8121	0.8031
	VER(%)	-27.7641	-21.9483	-26.2576	-15.3763	-16.4898
	EQP(%)	27.5757	24.1055	19.4066	36.6522	45.0886
	ETP(hrs)	-5	-4	1	-3	-2

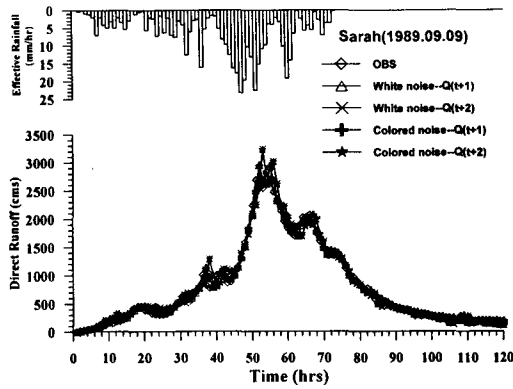


圖 7-A 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 1-2 小時驗證圖 (莎拉)

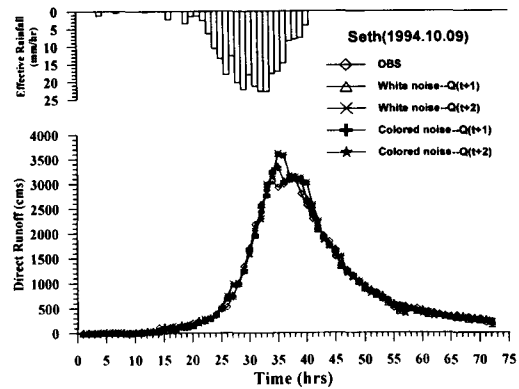


圖 8-A 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 1-2 小時驗證圖 (席絲)

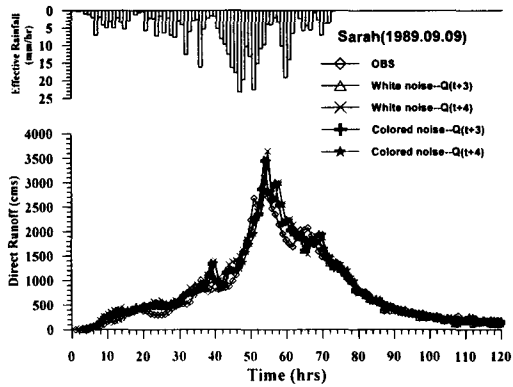


圖 7-B 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 3-4 小時驗證圖 (莎拉)

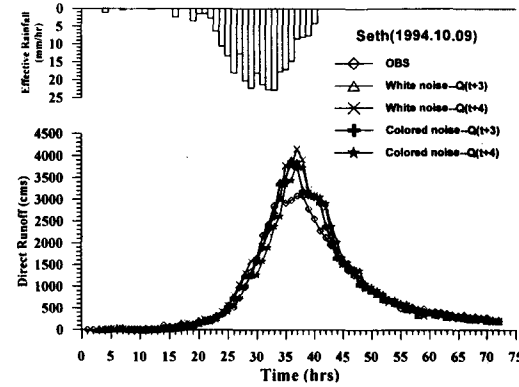


圖 8-B 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 3-4 小時驗證圖 (席絲)

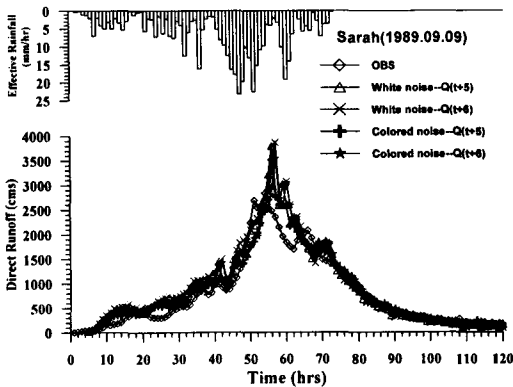


圖 7-C 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 5-6 小時驗證圖 (莎拉)

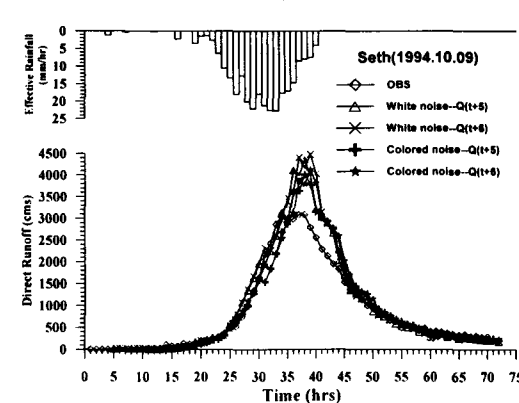


圖 8-C 石門水庫上游集水區颱風洪事件即時預報 5-6 小時驗證圖 (席絲)

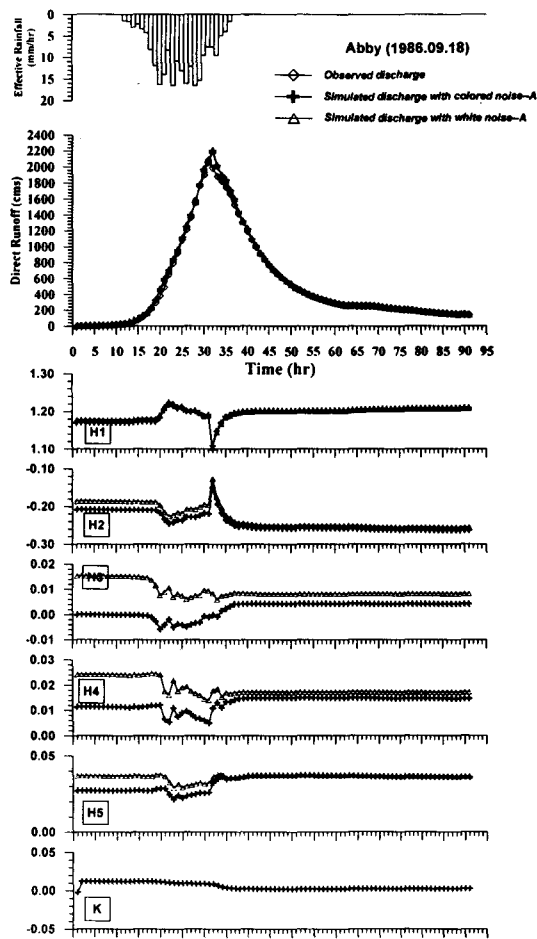


圖 9 石門水庫上游集水區颱風事件之預報驗證比較圖 (艾貝)

預報系統會根據環境狀態之實際變化而產生相應之校正。

5. 同樣根據圖 9~11 參數即時校正變化之過程可知，各參數變化皆於降雨停止附近達成平衡，可見暴雨停止後，環境變化較不劇烈而整個水文系統趨向穩定。校正系統接收到相關之訊息後，使得參數之變化亦開始趨向穩定，因此波動不會很大最後趨於平穩。
6. 若由圖 9~11 中各自比較具有色噪音影響及不

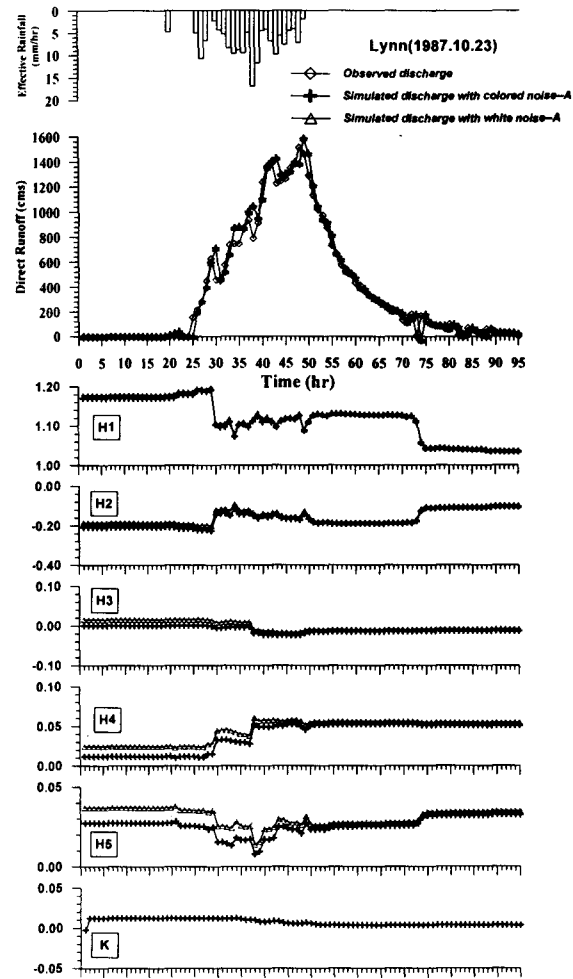


圖 10 石門水庫上游集水區颱風事件之預報驗證比較圖 (琳恩)

具有色噪音影響之參數變化過程，兩者之參數變動趨勢類似。由此可知，考量有色噪音效應與否對模式主架構變化趨勢並不會產生很大之影響，而主要是針對模式精確度之修正。因此，經由這些變動趨勢類似之參數模擬演算後，所得出之流量預報模擬結果趨勢當然也類似，故所得之整體流量模擬趨勢不會因為考量有色噪音效應與否而產生明顯之差別。

7. 即使參數變化與流量模擬之趨勢接近，但考量

七、結論與建議

(一)、結論

1. 本研究以多層核胞模式中 ARX 演算法為基礎，套配具有色噪音效應之研析流程，除了 ARX 模式本身已能將集水區水文特性作一基本之模擬外，主要針對 ARX 模式中又考量有色噪音之影響，於理論架構之完整性上確能對集水區水文系統及其研析流程作較適切之掌握。
2. 於實際流量預測應用時，本文運用之洗牌複演進法檢定初始參數與即時校正方法來校正參數與預報，可減少時間與物力之浪費，掌握機先爭取預報時效。此外，研究中考量有色噪音效應之整體研析流程，不僅具有較完整之理論描述，於實際預報驗證方面亦比未考量有色噪音效應之精確度為佳。
3. 本研究以石門水庫上游集水區為模式驗證區得知，考量有色噪音效應之研究析流程，對於颱風事件模擬確實能具有較完善之精確度。因此，考量有色噪音效應之整體模擬架構與研析流程，不僅能作為模擬驗證之用，並可以進一步作為臺灣地區上游集水區颱風事件模擬及提供防洪規劃與水庫營運之參考應用。

(二)、建議

1. 基本資料為從事水文研究之重要憑據，由研究中可知資料年數及品質對模式精確度具有甚大影響，故將來從事實際應用時，針對相關資料蒐集及校驗，宜謹慎選用為要。
2. 本文研究之整體研析流程於預報時必須逐時由自記雨量站及自記流量站所傳回之電傳資料，更新預測模式之有關參數，因此，應重視水文測站之快速且確實運轉功能，期使於暴雨期間能發揮洪水預報之準確性。

八、參考文獻

1. 王如意、易任：《應用水文學》，上下冊，國立編譯館出版，茂昌圖書有限公司發行，民國73年9月。
2. 王如意、李戎威：「空間分布地表逕流多層核胞

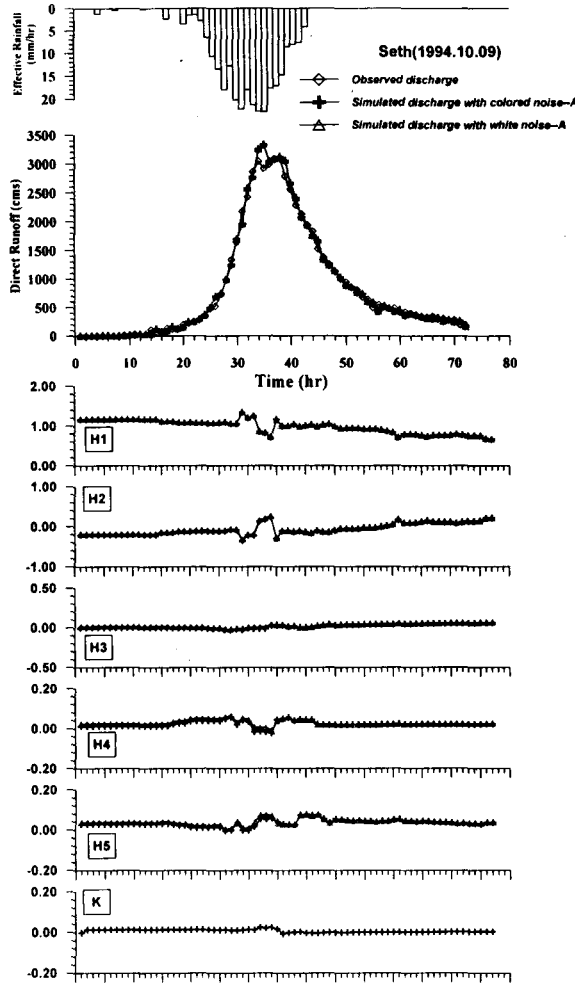


圖 11 石門水庫上游集水區颱風事件之預報驗證比較圖 (席絲)

有色噪音影響與未考量具有色噪音影響之即時校正過程中參數變化大小仍有明顯不同，由討論 3 中所列表 2~3 比較後可得知，考量有色噪音影響後確能增進模式模擬之精確度。

由上述可知，有色噪音之考量與否尚是決定模式良窳之重要因素。由檢定及驗證結果中可知，考量有色噪音效應後之模式模擬結果確能具有較佳之精確度，故水文模式中對有色噪音之考量，是重要而且必要的。

- 模式之研究及其應用」，行政院農業委員會88農建-7.1-林-21(5)研究計畫報告，民國78年9月。
3. 王如意、李如晃：「曾文溪流域綜合性降雨—逕流預測模式之研究」，行政院國家科學委員會專題研究計畫報告，民國81年9月。
 4. 王如意、阮忠信：「灰色系統模式之研究及其應用」，行政院農業委員會，81農建-12.2-林-05(2)研究計畫報告，民國81年11月。
 5. 王如意、洪君伯、李如晃：「有色噪音效應之研究及其應用」，農業工程研討會論文集，pp.123~129，民國85年12月。
 6. 王鵬瑞：「時變性地貌型瞬時單位歷線通式之研究及其應用於上游集水區之逕流量推估」，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文，民國84年6月。
 7. 文康、金管生、李蝶娟、李琪：地表逕流過程的數學模擬，大陸水力電力出版社，1990。
 8. 包為民：「具有有色噪聲的模型參數估計」，大陸水利學報，第12期，pp. 47~52，1991。
 9. 林茂文：時間數列分析與預測，華泰書局，民國81年11月。
 10. 李樹英、許茂增：隨機系統的濾波與控制，大陸國防工業出版社，1991，5。
 11. 黃智顯：「水文時間序列類神經網路之研究及其應用於流量之預測」，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文，民國85年6月。
 12. 黃嘉佑、李黃：氣象中的譜分析，大陸氣象出版社，1984，3。
 13. 經濟部水利司、台大農工所：台北防洪整體檢討計畫(一)，民國85年6月。
 14. 臺北翡翠水庫管理局：翡翠水庫操作年報，民國83年。
 15. 臺灣省石門水庫管理局營運組：石門水庫七十四年運轉報告，民國75年3月。
 16. 鄭玉萩：「格網式分佈型降雨-逕流之研究」，國立成功大學水利及海洋工程學研究所碩士論文，民國84年6月。
 17. 劉浚明：數學規劃—理論與實務，國立編譯館主編、宏明書局印行，民國84年9月。
 18. Diskin, M. H. and G. G. S. Pegram, 1987. A Study of Cell Models, 3. A Pilot Study on the Calibration of Manifold Cell Models in the Time Domain and in the Laplace Domain, *Water Resources Research*, Vol.23, No.4, pp. 663-673.
 19. Duan, Q., S. Sorooshian and V. K. Gupta, 1992a. Effective and Efficient Global Optimization for Conceptual Rainfall-Runoff Models, *Water Resources Research*, 28(4), pp. 1015-1031.
 20. Duan, Q., V. K. Gupta and S. Sorooshian, 1992b. Shuffled Complex Evolution Approach for Effective and Efficient Global Minimization, *J. Optim. Theory Appl.*, Vol.76, No3, pp. 501-521.
 21. Jenkins, G. M. and D. G. Watts, 1980. *Spectral Analysis and Its Applications*.
 22. Miltion J. S., and Jesse C. Arnold, 1990. *Introduction to Probability and Statistics*. McGraw-Hill Book Co.
 23. Peyton Z. Peeble, Jr., 1993. *Probability, Random Variables, and Random Signal Principles*. McGraw-Hill Book Co.
 24. Regram, G. G. S. and M. H. Diskin, 1987. A Study of Cell Models, 1. A Manifold Cell Model for Distributed Surface Runoff System, *Water Resources Research*, Vol.23, No.4, pp. 640-654.
 25. Regram, G. G. S. and M. H. Diskin, 1987. A Study of Cell Models, 2. The Effect of Time Delay on the Limiting Forms of Cascade and Manifold Cell Model Response Functions", *Water Resources Research*, Vol.23, No.4, pp. 655-662.
 26. Warren Viessman, Jr., Gary L. Lewis, and John W. Knapp, 1989. *Introduction to Hydrology*, Harper Collins Publishers.

收稿日期：民國86年07月31日

接受日期：民國86年08月28日