

# 水文分析參數方法標準化作業精進之研究

## Study on the Parameterization and Practice of Hydrologic Analysis – Standardization and Improvement

鄭克聲<sup>1</sup>、張倉榮<sup>1</sup>、胡明哲<sup>1</sup>、葉克家<sup>3</sup>、  
詹明修<sup>2</sup>、林軍廷<sup>1</sup>、林雅玲<sup>4</sup>、陳展裕<sup>4</sup>、  
邊孝倫<sup>4</sup>、洪信彰<sup>4</sup>、張廣智<sup>4</sup>

<sup>1</sup> 國立臺灣大學氣候天氣災害研究中心

<sup>2</sup> 國立臺灣大學水工試驗所

<sup>3</sup> 國立陽明交通大學防災與水環境研究中心

<sup>4</sup> 經濟部水利署水利規劃分署

### 摘要

水文分析係河川治理規劃及檢討、河川區域劃定變更之重要基礎工作，其分析成果亦為相關防洪工程規劃及設計之重要依據。但不同單位依其需求及目的，辦理不同計畫的水文分析工作時，由於在分析方法上多有差異，使用的模式或參數也不盡相同，往往導致不同的分析結果，造成後續整合或比較上的困難。有鑑於此，本研究就目前辦理水文分析常見的問題或疑義，參考水利署水文分析報告審查作業須知內容說明與各國水文分析之理論與方法及作業流程，探討並研擬後續可推動精進之作業方式及研究方向。期望透過本研究之成果，初步確認水文分析的各項計算方法及選用原則，建立水文分析標準化作業流程，以提升水文分析成果之品質及確保分析方法之周延性與一致性，提供後續辦理水文分析工作之依循及編撰水文分析報告之參考。

關鍵詞：水文分析，降雨逕流演算模擬，參數估計，設計雨型

### Abstract

Hydrologic analysis is essential for river planning and water resources management. Many flood prevention projects are based on the results of hydrologic analysis. However, current practices of hydrologic analysis in Taiwan lack guidelines, and technical details are often inconsistent, making it difficult to integrate and compare the results of hydrologic analysis of different projects. Therefore, The Water Resources Planning Bureau (WRPB) of the Water Resources Agency (WRA) initiated this project to standardize and streamline hydrologic analysis procedures and ensure the consistent outputs of different hydrologic analysis studies.

Keywords: Hydrologic analysis, Rainfall-Runoff Simulation, Parameter Estimation, Design Hyetograph

## 一、前言

目前水利規劃分署主要係依據經濟部水利署民國 113 年 4 月 16 日函頒之「經濟部水利署水文分析報告審查作業須知」辦理中央管河川之水文分析及編撰水文分析報告。然該作業須知僅條列部份的水文分析注意事項，其中有關最適機率分布的選用較無相關統計學理的依據，且有諸多細節取決於分析者主觀之判斷。此外，該須知對於頻率分析、雨型設計、降雨-逕流模式等之分析方法、計算細節，與相關參數之採用依據及選定原則等，未有明確且適合台灣水文特性之規範可資依循，造成不同分析者主導之水文分析結果往往缺乏一致性及相同的比較基礎。有鑑於此，水利規劃分署彙整目前辦理水文分析常見的問題或疑義，並針對水文分析報告審查作業須知內容未臻詳盡之處，針對後續可推動精進之作業方式及研究方向，擬定本計畫。期望透過本計畫的執行，初步確認水文分析的各項計算方法及選用原則，建立水文分析標準化作業流程，以提升水文分析成果之品質及確保分析方法之周延性與一致性，提供後續辦理水文分析工作之依循及編撰水文分析報告之參考。

## 二、國內外水文分析方法差異性比較

目前水利規劃分署主要係依據經濟部水利署民國 113 年 4 月 16 日函頒之「經濟部水利署水文分析報告審查作業須知」辦理相關水文分析作業，包括降雨量頻率分析、設計雨型、降雨-逕流演算與洪水量頻率分析等重要單元。對流域面積廣大（如中央管河川）或降雨量具明顯空間變異之河川而言，其流域內不同區域之氣象、水文、地文特性複雜且差異明顯，導致水文分析作業所牽涉的理論與需考慮的計算分析細節亦較集水面積甚小而可忽略氣象水文空間變異的工程設計案例複雜許多。然而國內產官學界對水文分析作業所牽涉的理論與需考慮的計算分析細節亦並無共同採用之規範或設計準則，致不同水文分析報告之分析方法可能差異極大。故本研究針對水文分析作業之原則，比較我國現行方法與其他國家（包括美國、英國、澳洲與日本）採行方法之異同。所比較評估之作業原則包括：

1. 流域降雨-逕流分析模式：分布式、半分布式、集塊式
2. 雨量頻率分析：測站雨量頻率分析、區域雨量頻率分析、流域平均雨量頻率分析
3. 頻率分析資料序列：年最大值序列、超越門檻尖峰序列、事件最大值序列
4. 水文變量參數估計方法：動差法、最大概似法、線性動差法
5. 頻率分析水文變量最適機率分布選用準則
6. 設計雨型分析方法
7. 慣用之降雨-逕流模式與其分析方法

綜合比較國內外上述各項水文分析作業原則之異同，本研究整理如表 1。表中所列方式為依據本計畫所收集文獻彙整較常採用之作法，各國均有相關研究單位或實務工程

應用所採用之不同方式。

表 1 國內水文分析作業方式比較

水文分析項目與採用作法		臺灣	美國	英國	澳洲	日本
流域降雨-逕流 分析模式	集塊式	✓				
	半分布式		✓	✓	✓	✓
	分布式					
雨量頻率分析	單站頻率分析					✓
	區域頻率分析		✓	✓	✓	
	集水區平均雨量頻率分析	✓				
	採用面積遞減因子		✓	✓	✓	
頻率分析資料 序列	事件降雨量序列	✓ *	✓ *	✓ *		
	超越門檻尖峰序列		✓	✓	✓	
	年最大值序列	✓	✓	✓	✓	✓
水文變量參數 估計方法	動差法	✓				
	最大概似法					
	線性動差法		✓		✓	
最適機率分布 選用準則	標準化最小乘方法	✓				✓
	訊息準則 (AIC, BIC)		✓	✓	✓	
設計雨型分析 方法	IDF交替區塊法	✓				
	暴雨事件同位序平均法				✓	
	同位序平均 + 交替區塊法	✓				
	SSGM雨型	✓				
	四分位雨型		✓			
	NRCS雨型		✓			
	FEH雨型			✓		
	特定實際降雨事件					✓
慣用之降雨-逕 流模式	NRCS三角形單位歷線	✓	✓			
	貯蓄函數法					✓
	FEH單位歷線			✓		
	水利署無因次單位歷線法	✓				
	Nash線性水庫單位歷線	✓				
	KW-GIUH	✓				
	Clark- Johnstone model				✓	
	Tank model					✓

### 三、中央管流域水文站檢討

中央管流域水文分析需使用流域內流量站與流域內及鄰近區域之雨量站歷史觀測記錄。但歷史觀測記錄中常因部分測站缺測、停測、測站遷移或氣候與環境變遷等因素，造成測站水文資料品質不一致。故檢討流域水文站時，需考慮測站記錄長度，進行異常值或離群值檢查，觀測資料統計特性之穩定性。例如圖 1 與圖 2 分別呈現新市流量站與五堵流量站之年最大流量逐年變化。圖中紅色虛線標示南部科學園區動土與員山子分洪設施啟用之年代，可見水文環境變遷造成水文歷程特性改變。水文資料序列之變遷偵測可利用統計假設檢定方法中之 Pettitt 檢定 (Pettitt test) 為之。

國內目前頻率分析多採用年最大值序列。若選用之 AMS 資料包括離群值時，頻率分析之結果受離群值影響極大。離群值之檢查，一般可繪製資料序列盒鬚圖。例如圖 3 為蘭陽大橋共 67 年（民國 38-109 年，部分年無資料）之年瞬時最大流量盒鬚圖，顯示一個高離群值（90/9/17，8300 cms）。即便該年最大值序列具較長資料長度（67 年），移除離群值前後之偏態係數差異極大（1.06 與 0.43），將嚴重影響頻率分析之結果。故離群值需確認其資料之正確性，且含離群值資料之序列頻率分析結果宜審慎判釋。

水文分析中選用合適之雨量站或流量站時，除考慮測站資料品質外，亦需考慮各測站之設置位置。流域平均降雨量計算常採用之方法包括距離平方反比（IDW）之等雨量線法與徐昇式法。若流域內有雨量站密集之狀況，且採用 IDW 等雨量線法計算流域平均雨量，則雨量站密集區域內宜選取位置接近中間之測站為代表站，而不宜全數採用並以 IDW 法建立等雨量線與計算流域平均雨量。

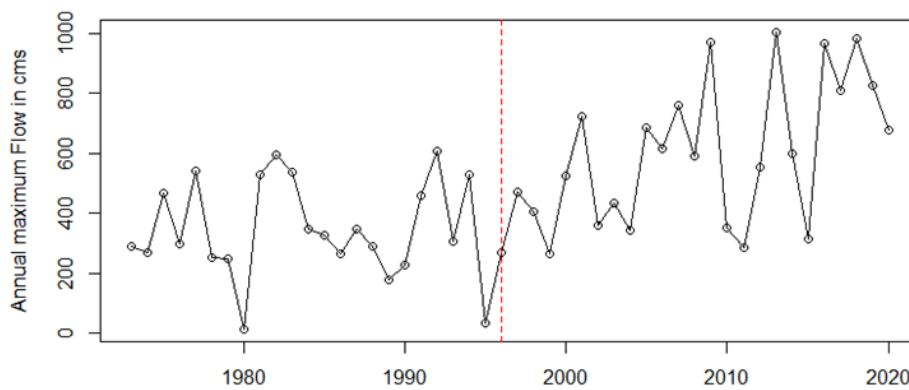


圖 1 新市流量站歷史年最大流量時間序列圖

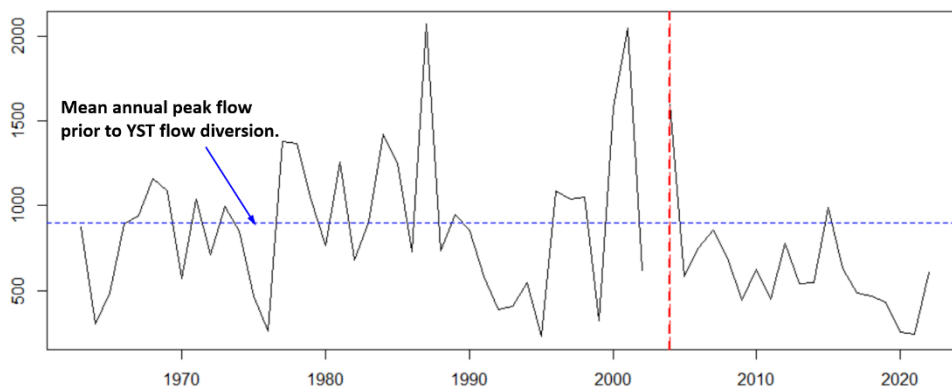


圖 2 五堵流量站歷史年最大流量時間序列圖

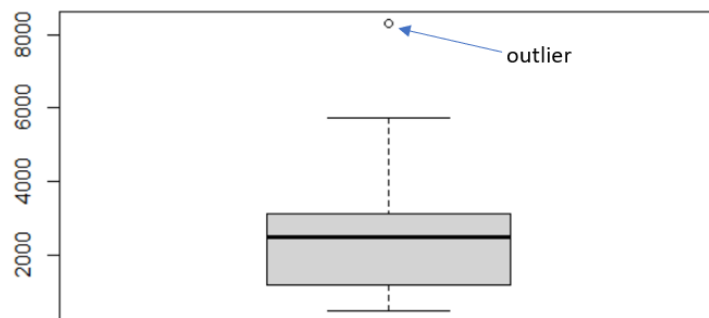


圖 3 蘭陽大橋年瞬時最大流量盒鬚圖

綜合而言，流域水文站檢討應依據以下原則：

1. 水文頻率分析 AMS 序列記錄長度需超過重現期 1/3 倍以上。
2. 檢視 AMS 資料時間序列圖，以判斷是否有趨勢或統計特性改變。
3. 檢視資料頻度圖，瞭解資料分布特性。若採用之資料具明顯雙峰現象，應探討其可能原因，必要時可採用混合機率分布。
4. 檢視資料盒鬚圖，判斷是否有離群值。若有離群值，應評估其對資料統計特性（尤其是偏態係數）之影響。
5. 若流域內雨量站有測站密集之狀況，則計算流域平均雨量時宜慎選測站，或應用適當之等雨量線分析方法。

#### 四、水水量適用機率分佈之參數計算及選用方法

水文分析作業所選取之資料序列，需應用於降雨量或流量頻率分析。無論是降雨量或流量頻率分析，其目的是估計設計水水量。頻率分析工作本質上為利用觀測樣本估計母群體之特定分位數 (quantiles)。其工作內容包括機率分布適合度檢定、參數估計、最適機率分布選用與設計水水量估計。

##### (一) 機率分布適合度檢定

假設給定一組隨機樣本，適合度檢定即是判斷該隨機樣本是否來自某種假設之機率分布。常用之適合度檢定方法包括機率點繪法、卡方檢定、KS 檢定等。

以機率點繪法進行機率分布適合度檢定需針對假設機率分布，使用其對應之點繪機率紙。國內有些水文分析以點繪法配合機率紙判斷合適之機率分布時，常使用錯誤之機率紙。例如選擇皮爾遜三型 (PE3) 分布，但點繪法卻使用常態分布之機率紙，並於圖上顯示迴歸直線。此可能是因為常態分布機率紙較普遍且易取得之故。相較而言，極端值一型 (亦稱 Gumbel 或 EV1)，PE3 之機率紙較難取得。例如圖 4 之雨量頻率分析點繪圖，該分析結果選擇皮爾遜三型分布，但卻將觀測之年最大降雨量點繪於對數常態機率紙，且資料點呈現接近直線，實屬不當之作法。

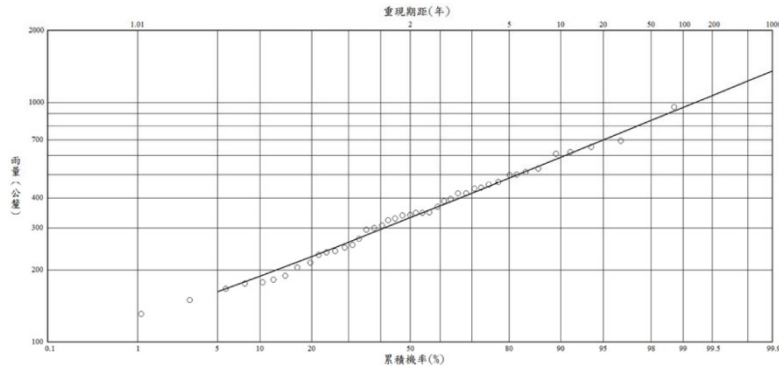


圖 4 機率紙點繪法案例

點繪法適合度檢定是針對只具有位置(location)參數與尺度(scale)參數之機率分布，以繪圖方式判斷觀測資料是否適合以該機率分布描述其統計特性。這些分布包括常態分布、對數常態分布、極端值一型分布、對數極端值一型分布、指數分布等。對於這些位置-尺度族(location-scale family)的機率分布，傳統的點繪法已建立各機率分布之機率紙以供點繪法適合度檢定應用。但水文分析常用之皮爾遜三型分布與對數爾遜三型分布除位置與尺度參數外，另有形狀(shape)參數，故並無對應之機率紙。近年來由於統計應用軟體及程式語言(例如R語言)之進步，已具備各種機率分布分位數計算之功能，不再需要使用機率紙即可建立機率點繪圖，故稱為分位圖點繪法。本研究建議善用先進程式語言，以無須機率紙之分位圖點繪法(Q-Q plot)取代傳統之機率紙點繪法，以適用於國內水文頻率分析常採用之皮爾遜三型或對數皮爾遜三型分布之點繪法機率分布適合度檢定。

卡方檢定為一種統計假設檢定，其虛擬假設為該隨機樣本具某種假設機率分布。卡方檢定之虛擬假設屬簡單假設，亦即該假設分布之參數值為已知。卡方檢定比較樣本頻度圖與假設分布之理論頻度圖。若兩者差異顯著，則拒絕虛擬假設。有些水文頻率分析作業採用等間距分組進行卡方檢定，卻發生部分組距內期望資料之個數為零，導致無法計算該組距之檢定統計量，使得卡方檢定無法被應用。其原因可能是因虛擬假設之機率分布具有位置參數(如皮爾遜三型分布、三參數對數常態分布等)，其代表隨機變數值之上限(偏態係數為負值)或下限(偏態係數為正值)，而等間距分組時該位置參數值高於某組距上限或低於某組距之下限之故。故採用等間距分組之卡方檢定，決定組距時需避免上述情況。

類似於卡方檢定，KS 檢定之虛擬假設亦屬簡單假設，即該假設分布之參數值為已知。KS 檢定比較樣本經驗累積分布函數(empirical cumulative distribution function, ECDF)與假設分布之理論累積分布函數。若兩者差異顯著，則拒絕虛擬假設。

假設隨機樣本， $x_1, x_2, \dots, x_n$ ，已先自小至大排序，且各觀測值均不相同，則該樣本之經驗累積分布函數呈階高為  $1/n$  之步階函數，其定義如下：

$$\begin{cases} F_n(x) = 0 & x < x_1 \\ F_n(x) = \frac{i}{n} & x_i \leq x < x_{i+1}; \quad i = 1, 2, \dots, n-1 \\ F_n(x) = 1 & x_n < x \end{cases} \quad (1)$$

經驗累積分布函數 $F_n(X)$ 具漸近常態分布(asymptotic normal distribution)，且其期望值與變異數分別為

$$E[F_n(X)] = F(X) \quad (2)$$

$$Var[F_n(X)] = \frac{F(X)[1-F(X)]}{n} \quad (3)$$

當  $n$  夠大時， $\sqrt{n}[F_n(X) - F(X)]$  具常態分布，且其期望值為 0，變異數為  $F(X)[1 - F(X)]$ 。KS 檢定之檢定統計量定義如下：

$$T = \sqrt{n}D_n = \sqrt{n}Sup|F_n(X) - F(X)| \quad (4)$$

KS 適合度檢定統計量 $D_n$ 之拒絕域門檻值 $D_{n,\alpha}$ （顯著水準 $\alpha$ 分別為 0.05 與 0.01）如表 2 所示。若樣本計算得之 $D_n$ 值大於表中之門檻值，則拒絕虛擬假設，即樣本資料非來自虛擬假設之機率分布。

水文分析報告審查作業須知附錄二僅說明「分布適合度檢定可透過卡方或 KS 檢定等方法，對 KS 檢定中經驗累積機率如何計算並無說明。但國內絕大多數水文分析報告對 KS 檢定中之經驗累積機率均是採 Weibull 或 Hazen 點繪機率計算之，而非依據(1)式之定義。該作法為錯誤之計算方式，應予避免。此外，需特別注意 KS 檢定統計量 $D_n$ 之計算。基於 ECDF 之定義與數學上 supremum 與 maximum 不同，故(4)式中 $Sup|F_n(X) - F(X)|$ 與 $max|F_n(X) - F(X)|$ 不同。具體而言，KS 檢定統計量 T 可計算如下：

$$D_{n,i} = \max(|F_n(x_i) - F(x_i)|, |F_n(x_{i-1}) - F(x_i)|), i = 1, 2, \dots, n$$

$$T = \sqrt{n}D_n = \sqrt{n} \left( \max_{i=1,2,\dots,n} D_{n,i} \right) \quad (5)$$

表 2 KS 適合度檢定統計量 $D_n$ 之拒絕域門檻值

$n$	$D_{n,0.05}$	$D_{n,0.01}$
15	0.338	0.404
16	0.328	0.392
17	0.318	0.381
18	0.309	0.371
19	0.301	0.363
20	0.294	0.356
25	0.27	0.32
30	0.24	0.29
35	0.23	0.27
>35	$1.36/\sqrt{n}$	$1.63/\sqrt{n}$

## (二) 參數估計

常用之機率分布參數估計方法包括動差法 (method of moments, MOM) 最大概似法 (maximum likelihood method, MLM) 與線性動差法 (method of L-moments, MOLM)。

一般而言，動差法參數估計是應用樣本乘積動差 (product moments)，計算較為簡單，但參數估計量 (parameter estimators) 之變異數較大，且易受離群值之影響。若資料記錄年期較短，且有離群值出現，則不適合以動差法估計參數。最大概似法參數估計牽涉概似度函數 (likelihood function)，計算最為複雜，尤其有些三參數機率分布 (如皮爾遜三型或對數皮爾遜三型) 之參數估計必須利用複雜之數值解求得。但最大概似法參數估計量有漸近常態 (asymptotically normal)、無偏估計 (unbiased estimator) 與變異數最低之優點。線性動差法參數估計類似於動差法，只是採用基於機率權重動差 (probability-weighted moments) 之線性動差 (L-moments)，計算亦較為簡單。線性動差參數估計量亦有漸近常態與不偏估計之優點，且其變異數亦較動差法參數估計量變異數為低。此外，線性動差亦可表為各階順序統計量 (order statistics) 期望值之線性組合，故其參數估計值較不受離群值之影響。

給定隨機變數  $X$  之一組隨機樣本， $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，則機率權重動差、前四次線性動差與線性動差比之樣本估計量分別為

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\cdots(j-r)}{(n-1)(n-2)\cdots(n-r)} x_{j:n} \quad (6)$$

$$l_1 = b_0 \quad (7)$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad (8)$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad (9)$$

$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad (10)$$

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}, r = 3, 4, \dots \quad (11)$$

以上各式中  $x_{j:n}$  代表樣本量為  $n$  之隨機樣本  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  的第  $j$  個順序統計量。

線性動差法參數估計已成為近年來水文學界廣泛採用之參數估計方法。目前國際間水文學界與各國氣象水文主管機關，如美國海洋大氣總署 (NOAA) 與澳洲氣象局 (BoM)，均採用線性動差法參數估計於降雨量頻率分析之參數估計。水文頻率分析常牽涉到之常態分布、極端值一型分布、皮爾遜三型分布之機率密度函數與線性動差法參數估計量如表 3。

表 4-3 中皮爾遜三型分布形狀參數之線性動差法參數估計量 ( $\hat{\beta}$ ) 牽涉 lower regularized beta function 不易計算，而可利用以下方式近似求解：

若  $t_3 \geq \frac{1}{3}$ ，令  $t_m = 1 - t_3$ ，

$$\hat{\beta} = \frac{0.36067t_m - 0.5967t_m^2 + 0.25361t_m^3}{1 - 2.78861t_m + 2.56096t_m^2 - 0.77045t_m^3} \quad (12)$$

若  $t_3 < \frac{1}{3}$ ，令  $t_m = 3\pi t_3^2$ ，

$$\hat{\beta} = \frac{1+0.2906t_m}{t_m+0.1882t_m^2+0.0442t_m^3} \quad (13)$$

表3 水文頻率分析常用機率分布之線性動差法參數估計量

常態分布	
機率密度函數	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$
參數與線性動差關係	$\mu = \lambda_1, \sigma = \sqrt{\pi}\lambda_2$
參數估計量	$\hat{\mu} = \ell_1, \hat{\sigma} = \sqrt{\pi}\ell_2$
極端值一型分布 (EV1)	
機率密度函數	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\left(\frac{x-\beta}{\alpha}\right) - e^{-\left(\frac{x-\beta}{\alpha}\right)}\right]$
參數與線性動差關係	$\alpha = \lambda_2/0.6931, \beta = \lambda_1 - 0.5772\alpha$
參數估計量	$\hat{\alpha} = \ell_2/0.6931, \hat{\beta} = \ell_1 - 0.5772\hat{\alpha}$
皮爾遜三型分布 (PE3)	
機率密度函數	$f(x) = \frac{1}{\alpha\Gamma(\beta)} \left(\frac{x-\varepsilon}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\varepsilon}{\alpha}\right)}$
參數與線性動差關係	$\lambda_1 = \varepsilon + \alpha\beta, \lambda_2 = \frac{1}{\sqrt{\pi}}\alpha \frac{\Gamma(\beta+0.5)}{\Gamma(\beta)}$ $\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} = 6I_{1/3}(\beta, 2\beta) - 3$
參數估計量	$\ell_1 = \hat{\varepsilon} + \hat{\alpha}\hat{\beta}, \ell_2 = \frac{1}{\sqrt{\pi}}\hat{\alpha} \frac{\Gamma(\hat{\beta}+0.5)}{\Gamma(\hat{\beta})}$ $t_3 = \frac{\ell_3}{\ell_2} = 6I_{1/3}(\hat{\beta}, 2\hat{\beta}) - 3$

註： $\Gamma(\beta)$ 與 $I_{1/3}(\hat{\beta}, 2\hat{\beta})$ 分別為數學上之 gamma function 與 lower regularized beta function。

### (三) 最適機率分布選用

水文頻率分析所選用之資料序列（例如年最大降雨列序列）經卡方或 KS 適合度檢定後，常發生有多個可能的機率分布均未被拒絕。故必須由這些機率分布中決定一個最適的機率分布。

#### 對數概似比、散度與訊息準則

最適機率分布選擇概念是以散度 (divergence) 或訊息熵 (information entropy) 度量真實機率分布與各擬套配機率分布間之距離，並選擇距離最小者為最適機率分布。常用之訊息準則包括赤池訊息準則 (Akaike information criterion, AIC) 與貝氏訊息準則 (Bayesian information criterion, BIC)。

假設樣本資料序列來自隨機變數 $X_1$ ，其機率密度函數為 $f_{X_1}(X)$ 。該樣本序列經適合度檢定，判斷可由機率密度函數為 $f_{X_2}(X)$ 之隨機變數 $X_2$ 代表之，如圖 5。隨機變數 $X_1$ 與 $X_2$ 間之「距離」可利用如下之對數概似比(log-likelihood ratio)與散度(divergence, Div)度量之。

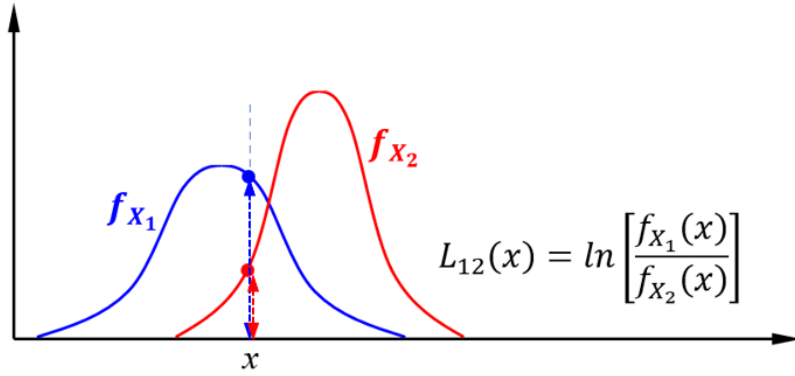


圖 5 兩機率分布之對數概似比

$$L_{12}(x) = \ln \left[ \frac{f_{X_1}(x)}{f_{X_2}(x)} \right] \quad (14)$$

$$\begin{aligned} Div_{12} &= E[L_{12}(X)] = \int f_{X_1}(x) \ln \left[ \frac{f_{X_1}(x)}{f_{X_2}(x)} \right] dx \\ &= \int f_{X_1}(x) \ln(f_{X_1}(x)) dx - \int f_{X_1}(x) \ln(f_{X_2}(x)) dx \end{aligned} \quad (15)$$

當機率密度函數 $f_{X_1}(X)$ 與 $f_{X_2}(X)$ 相同時，散度為 0；若兩者重疊越少，則散度越大。若適合度檢定之結果有  $m$  個可能之機率分布模式， $f_{X_j}(X), j = 2, 3, \dots, m + 1$ ，適合描述資料序列之統計特性，則可依(15)式，分別計算 $Div_{1j}$ 。但(15)式等號右邊第一項在各個機率分布模式散度之計算時均相同（雖然其為未知），故在比較各個適用機率分布模式與母體分布模式 $f_{X_1}(X)$ 之散度時，只需考慮(15)式等號右邊第二項。給定一組樣本量為  $n$  之隨機樣本 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，則(15)式等號右邊第二項可計算如下：

$$I_j = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln f_{X_j}(x_i | \hat{\theta}), j = 2, 3, m + 1 \quad (16)$$

上式中 $\hat{\theta}$ 代表機率分布模式 $f_{X_j}$ 之參數估計值。 $I_j$ 值越低的機率模式越貼近於母體機率分布。但依據模式選擇之精簡原則(principle of parsimony)，選擇最適機率分布時，亦需考慮機率分布模式之參數個數，且若有多個機率分布模式之 $I_j$ 值相同時，則應選擇參數個數較少之機率分布模式。故一般採用如下之 AIC 與 BIC，並選擇具有最低 AIC 或 BIC 之機率分布模式為最適機率分布。

$$AIC_j = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln f_{X_j}(x_i | \hat{\theta}) + \frac{p}{n}, j = 2, 3, \dots, m + 1 \quad (17)$$

$$BIC_j = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln f_{X_j}(x_i | \hat{\theta}) + \frac{p \ln(n)}{2n}, j = 2, 3, \dots, m + 1 \quad (18)$$

以上各式中， $p$  代表選用模式之參數個數，而等號右邊最末項為針對各機率分布模式參數個數之懲罰量 (penalty)。AIC 與 BIC 之懲罰量分別為  $\frac{p}{n}$  與  $\frac{p \ln(n)}{2n}$ 。當  $\frac{\ln(n)}{2} > 1$  (即  $n \geq 8$ ) 時，BIC 之懲罰量高於 AIC 之懲罰量。故一般而言，在該隨機樣本之不同模式對數聯合概似度函數值相同或接近之狀況下，BIC 較傾向於選取參數個數較少之機率分布模式。

### 訊息準則與 SE 準則之比較說明

水利署『水文分析報告章節內容說明』中規定『如有多種機率分布同時通過檢定，採用標準誤差(SE)較小之分布作為選定之依據。以威伯法及海生法之點繪公式計算求得標準誤差(SE)，選取各點繪法標準誤差 SE 最小值之分布為最適機率分布』。然而實際應用時卻常發生某機率分布未通過卡方檢定，但該機率分布之 SE 值卻是所有分布中最低者之不合理結果。

假設存在一組觀測樣本  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，且  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ 。該觀測樣本擬以累積分布函數為  $F_X(x)$  之某機率分布套配之。SE 之定義說明如下：

$$\hat{x}_i = F_X^{-1}(p_i), i = 1, 2, \dots, n \quad (19)$$

$$SE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-p}}, e_i = x_i - \hat{x}_i \quad (20)$$

其中  $p_i$  為觀測值  $x_i$  以機率點繪公式計算得之累積機率。例如採 Weibull 機率點繪公式，則  $p_i = \frac{i}{n+1}$ 。估計量  $\hat{x}_i$  即為擬套配機率分布之  $(100 \times p_i)\%$  分位數。圖 6 為一組樣本量為 4 之觀測樣本  $(x_1, x_2, x_3, x_4)$  以某機率分布套配 (採 Weibull 機率點繪公式) 之 SE 與 KS 檢定統計量  $D_n$  之說明範例。

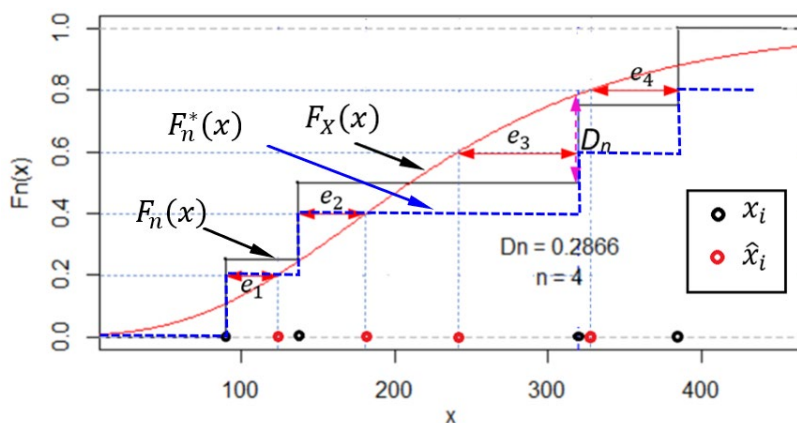


圖 6 KS 檢定統計量與 SE 比較範例 ( $\hat{x}_i$  採 Weibull 點繪公式計算)

以 SE 做為選擇最適機率分布之準則，等於是將機率點繪公式 (如 Weibull) 所建立之經驗累積機率 (圖 6 之  $F_n^*(x)$ ) 當作母體累積分布函數，而將各個通過適合度檢定之機率分布與之比較。但實際上  $F_n^*(x)$  本身即為  $F_X(x)$  之估計量，且機率點繪公式甚多，不

應以之做為比較之基準。相對而言，基於訊息準則之最適機率分布選定是將各個通過適合度檢定之機率分布與觀測資料真正之母體機率分布比較，具有極為嚴謹之統計理論依據。雖然觀測資料母體之機率分布為未知，但(15)式等號右邊第二項中之 $f_{X_1}(X)$ 為該母體之機率密度函數，而觀測資料之數值分布符合其母體特性，故可以(16)式計算 $I_j$ 。

綜合而言，以 SE 準則選擇最適機率分布，等於是將各個已經通過適合度檢定之機率分布模式之累積分布函數（即圖 6 中之 $F_X(x)$ ），再與另一個利用機率點繪公式套配之經驗累積分布函數（即圖 6 中之 $F_n^*(x)$ ）比較。選擇機率點繪公式套配之經驗累積分布函數做為比較標準之作法欠缺詳細且合理之依據，故應避免採用。反之，以 AIC 或 BIC 準則選用最適機率分布則具有嚴謹之統計理論基礎，也廣為國際間水文、氣象與統計學界採用，故應以之取代目前水文分析報告審查作業須知所採用之 SE 準則。

#### (四) 設計水文學估計

水文分析作業需要計算不同重現期之水文學。重現期一般均採年為計算單位，故若頻率分析採用年最大值序列，則 T 年重現期水文學之超越機率為  $\frac{1}{T}$ 。該水文學一般採用以下頻率分析通式計算之：

$$x_T = \mu + k_T \sigma \quad (21)$$

上式中 $\mu, \sigma, k_T$ 分別為機率分布之期望值、標準差與頻率因子。T 年重現期水文學即為 $100\left(1 - \frac{1}{T}\right)\%$ 分位數。目前 R 語言或其他類似之程式語言已可提供各種機率分布分位數之計算功能，而無須再以 (21) 式與頻率因子公式計算之。

## 五、中央管流域適用雨型設計方法

暴雨頻率分析之成果為不同設計延時與重現期之設計降雨量，其代表設計暴雨事件之總降雨量。設計雨型(design hyetograph)則為設計降雨事件總降雨量之時間分布，為降雨-逕流演算之要件。國內目前各中央管流域水文分析採用的設計雨型主要包括同位序平均雨型及基於 IDF 公式之交替區塊法雨型兩種。同位序平均雨型是依據數場具代表性之真實暴雨事件而建立。相對而言，IDF 交替區塊法雨型則是利用暴雨頻率分析所獲得之 IDF 公式建立，與真實暴雨事件之降雨強度與時間變異無關。

IDF 交替區塊法雨型建立方式係將各時段降雨量自高至低依序從中間時段左右交替安排，故一般亦稱為交替區塊法(alternating block)雨型。此雨型因是基於不同設計延時之年最大降雨量頻率分析結果而得，故與真實暴雨事件降雨量時間變異特性無關，且設計雨型因延時與重現期而改變。但因其交替區塊安排降雨量之方式，此雨型為較保守之設計雨型，即一般而言高估尖峰降雨量。

同位序平均雨型需先收集數場具代表性之暴雨事件。一般而言，中央管河川之集流時間較長，故設計延時多採 24 或 48 小時。此種長延時之年最大降雨量絕大多數均由颱

風事件造成，故長延時設計雨型分析所選用之暴雨事件均為颱風事件。原始同位序平均雨型源自於澳洲學者(Pilgrim and Cordery, 1975)之研究，臺灣目前普遍使用之同位序平均雨型是採用其原始方法中各位序降雨百分率平均值，但依據交替區塊法之概念分配各時段之降雨百分率，是能夠反應真實暴雨事件尖峰時段降雨特性，而又稍微保守之設計雨型。相較於 IDF 交替區塊法雨型因延時與重現期而改變，同位序平均雨型只與延時有關，不因重現期而改變。

建立同位序平均雨型，需先收集數場暴雨事件之降雨量時間序列。目前國內一般是選擇數場(8~10)事件降雨量較大或致災之颱風事件。然而應該選多少場颱風事件，或是應選取哪些事件，欠缺一致之依據或準則，也造成雨型分析或水文分析成果審查之困擾。

考慮設計雨型是用於將設計降雨量(特定延時與重現期之總降雨量)分配至各降雨時段。設計降雨量則是依據各年度該特定延時之年最大降雨量經頻率分析而得到，故理想狀況應是選取造成不同延時年最大降雨量之暴雨事件，以年最大值事件(annual maximum events)稱之，建立同位序平均雨型。一般而言，一場年最大值事件，往往造成數個設計延時之年最大降雨量。尤其長延時(設計延時大於等於 12 小時)多為單一場年最大值事件造成，且鄰近測站之年最大值事件也可能相同。故若採用年最大值事件建立位序平均雨型，則可有一致之暴雨事件選取準則，且可獲得數量足夠且適當之颱風暴雨事件。

## 六、中央管流域降雨－逕流模式適用性評估

目前各中央管河川設計洪水量之計算有採用設計降雨量配合降雨－逕流模式計算對應重現期之洪峰流量，亦有利用實際觀測之年最大洪峰流量進行頻率分析。而前者需選擇不同單位歷線，計算並比較其洪峰流量。常用之單位歷線包括無因次單位歷線與美國自然資源保育署(NRCS)之三角形單位歷線兩種。無因次單位歷線在國內之應用多是依據水利署於民國 108 年『中央管河川無因次單位歷線之修訂』報告中所列全台 91 個水位流量測站之無因次單位歷線，例如圖 7 為曾文溪流域不同流量站之無因次單位歷線。

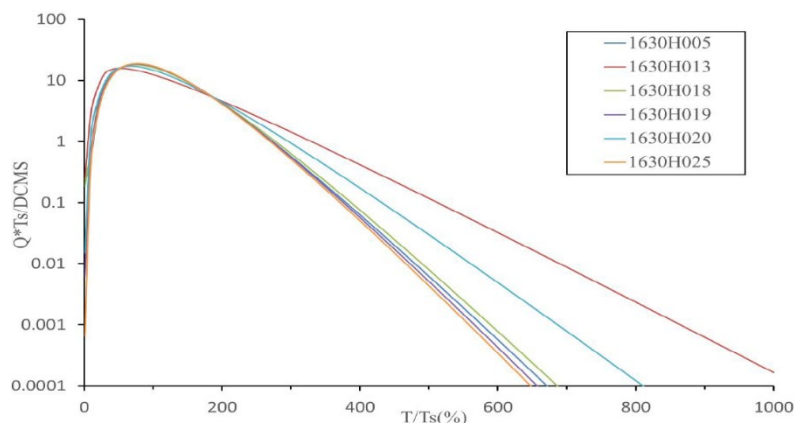


圖 7 曾文溪流域各流量站無因次單位歷線

以上無因次單位歷線之建立，是先建立 Nash 線性水庫之瞬時單位歷線，並轉換為降雨延時  $D$  小時之單位歷線  $U(D, t)$ 。其次計算自降雨開始至累積直接逕流體積達總逕流體積 (VDR) 一半所需之時間  $T_s$ 。無因次單位歷線即是以  $t/T_s$  為橫軸， $\frac{U(D, t)T_s}{VDR}$  為縱軸之單位歷線。

無因次單位歷線模式中稽延時間  $T_{lag}$  需藉由水文紀錄分析而得。為將無因次單位歷線模式延伸應用於無水文紀錄地區，必須利用有水文紀錄地區之集水區稽延時間  $T_{lag}$  與地文因子之迴歸分析關係，配合所欲分析之無紀錄地區的地文特性，以推求無水文紀錄集水區之稽延時間  $T_{lag}$ 。但稽延時間  $T_{lag}$  與地文因子之關係為經驗式，故需留意其套配結果之物理合理性。此外，單位歷線之時間參數應與集水區主流河川長度 (或面積) 有關。一般而言，集水區面積極小之控制點，其單位歷線稽延時間應較集水區面積極大之控制點單位歷線稽延時間為低。表 4 為「台灣重要河川無因次單位歷線之更新與應用」報告中蘭陽大橋、古魯與中山橋三個流量站之集水面積與單位歷線時間參數。古魯站之集水面積僅約為 10 平方公里，蘭陽大橋站之集水面積約為 820 平方公里，相差極大。但古魯站之  $T_s$  與  $T_{lag}$  均較蘭陽大橋站之  $T_s$  與  $T_{lag}$  為高，極不合理。故以歷史事件之降雨量集流量時間數列，建立 Nash 線性水庫之瞬時單位歷線與無因次單位歷線時，應審慎檢視其結果之合理性與適用性。

表 4 蘭陽溪流域各流量站集水面積與單位歷線時間參數

流量站名稱	測站代碼	面積(平方公里)	$T_s$ (小時)	$T_{lag}$ (小時)
蘭陽大橋	2560H006	820.69	6.63	6.13
古魯	2560H018	10.7	6.85	6.35
中山橋	2560H019	101.35	6.82	6.32

NRCS 三角形單位歷線為美國自然資源保持局之前身水土保持局(SCS)分析全美國許多中小型集水區之降雨-逕流關係所建立。該單位歷線由兩個時間因素決定：單位歷線降雨延時與集水區之集流時間。降雨-逕流模式中之單位歷線代表流域地文條件下，集水區對一單位有效降雨之反應函數。故單位歷線中之各項參數與流域物理集流機制有關，其中又以流域集流時間為最重要參數。

集流時間之定義為水流由集水區內水力學上之最遠點，流至集水區出口所需時間。集流時間之計算公式甚多，但以依據水力學原理，考慮漫地流與渠流分段計算之方式為宜。集流時間甚短之集水區，其單位歷線之基期亦甚短。故採用單位歷線或瞬時單位歷線時，需審慎評估其基期之合理性。目前中央管流域水文分析均採用控制點集水區集塊式降雨-逕流模擬。除極上游控制點集水區之漫地流集流時間大於渠流集流時間外，其餘中下游各控制點集水區之集流時間，漫地流之時間常明顯低於渠流之集流時間。從水力學之觀點而言，集水區集流時間受集水區幾何形狀、地形坡度、地表糙度、流路長度、降雨強度等因子影響。漫地流集流時間計算公式甚多，但建議採用考慮漫地流流路長度、地表坡度與糙度、降雨強度等因子之計算式為宜。

前述 NRCS 三角形單位歷線之基期  $t_b$  為尖峰流量時刻  $t_p$  之 2.67 倍。但應用至不同地

形之集水區時該比值( $t_b/t_p$ )與尖峰流量因子 (PRF) 均應予修正, 如表 5。NRCS 三角形單位歷線之基期與尖峰到達時間均與集流時間有關, 雖然可針對不同地形之集水區採用適當之( $t_b/t_p$ )與尖峰流量因子, 但畢竟仍為經驗式, 故建議應用時應以歷史暴雨事件進行降雨-逕流模擬驗證, 以評估其適用性。

## 七、建立水文分析標準化作業

水文分析作業包括三個主要工作項目：設計降雨量計算、設計雨型分析及降雨-逕流演算。但各工作項目之實施細節因降雨-逕流演算所採取之集塊模式或半分布模式而異。水利署水文分析報告審查作業須知之附件二雖說明『分析時應視河道計畫需求及流域之地形、水系、降雨、逕流等水文及地文特性之複雜度, 適當劃分若干子集水區進行分析』及『進行水文分析時如降雨分布之空間變化顯著、地形坡度之變化劇烈或包含面積較大之支流水系、排水等逕流匯入, 造成分析上之水文地文特性條件趨於複雜, 則可適當劃分若干子集水區, 再以河道洪水演算之方式予以串接運算』, 但目前各中央管流域水文分析均採用控制點集水區集塊式降雨-逕流模擬, 並未考慮子集水區與河川網路逕流匯流機制。本研究則建議依流域氣象、水文、地文特性, 適當劃分子集水區, 並採半分布式降雨-逕流模擬, 以更真實地反應流域降雨與地文因子之空間變異特性, 及其對流域內各控制點逕流之影響。然考慮修改作業方式所需行政流程, 故本節針對控制點集水區集塊式與流域半分布式降雨-逕流模擬之水文分析作業, 分別研擬其水文分析標準作業流程。

表 5 NRCS 三角形單位歷線修正表

地表狀態	PRF	$t_b/t_p$
都市或陡坡	2.47	2.25
原始典型 SCS	2.08	2.67
城鄉混合	1.72	3.25
鄉村 (丘陵)	1.29	4.33
鄉村 (緩坡)	0.86	6.5
鄉村 (平地)	0.43	13

### (一) 控制點集水區集塊式降雨-逕流模擬

集塊式降雨-逕流模擬是將控制點集水區視為一個氣象、水文均一單元, 故模式演算之輸入量為集水區平均設計降雨量, 其水文分析標準作業流程如圖 8。該標準作業流程共分 (1) 基本資料收集 (2) 資料分析與資料前處理 (3) 年最大值序列機率分布模式建立 (4) 設計降雨量與設計洪水量計算 (5) 設計雨型建立 (6) 控制點設計洪水量計算等六步驟。

### (二) 流域半分布式降雨-逕流模擬

流域半分布式降雨-逕流模擬與前述控制點集水區集塊式降雨-逕流模擬之最根本差異在於各控制點集水範圍內氣象、水文特性之空間變異。前者因控制點 (尤其是流域

中下游之控制點)集水範圍內可能包括數個子集水區，而每個子集水區有其設計降雨量與單位歷線，故較能代表流域內之氣象、水文特性之空間變異。後者則每個控制點集水範圍內之氣象、水文特性具空間均一性。由於中央管河川之流域面積較大，且臺灣降雨之地形影響效應明顯，故建議採用流域半分布式降雨-逕流模擬。

為提供降雨-逕流模擬所需具空間代表性之氣象、水文參數，流域半分布式降雨-逕流模擬之水文分析標準作業流程如圖 9，其降雨量頻率分析、設計雨型與降雨-逕流演算均與前述集塊式降雨-逕流模擬之標準作業流程不同，且有些參數目前國內尚欠缺、未更新或未完整，亟需水利主管機關建立之。圖 9 中紅色文字標註採用流域半分布式降雨-逕流水文分析與集塊式降雨-逕流水文分析之不同或新增之工作項目或參數。這些差異說明如下：



圖 8 控制點集水區集塊式降雨-逕流水文分析標準作業流程

(1) 半分布式降雨-逕流演算需將河川匯流點指定為控制點，且該點之逕流歷線為

上游各主支流逕流歷線之疊加，以符合河川水流匯流之物理特性。

- (2) 半分布式降雨-逕流模擬流程中降雨量頻率分析是針對個別測站建立其設計降雨量，與集塊式模擬之控制點集水區平均雨量之頻率分析不同。
- (3) 半分布式降雨-逕流模擬各子集水區需有其對應之設計降雨量，且各子集水區之設計降雨量，應採相同之設計降雨延時與重現期。此可為各子集水區之代表雨量站之設計降雨量，或可由既有之設計降雨量等值線圖決定之。
- (4) 前項子集水區設計雨量為點設計降雨量。故必須以流域設計降雨之面積遞減因子 (ARF) 轉換為子集水區平均設計雨量。
- (5) 半分布式降雨-逕流模擬各子集水區或控制點存在上下游關係，故流域降雨-逕流演算需同時考慮子集水區漫地流與河道內之流量傳輸，與集塊式降雨-逕流模擬只考慮漫地流演算不同。



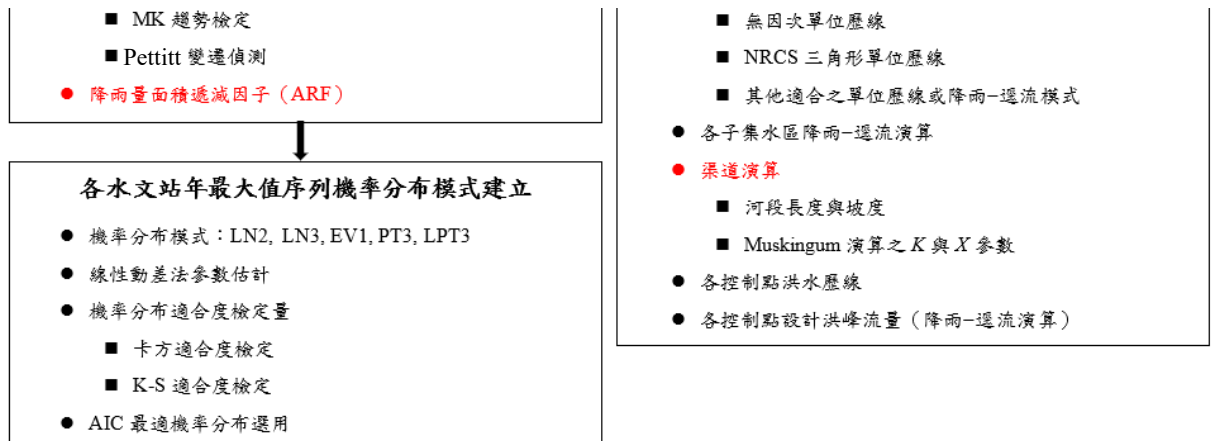


圖 9 流域半分布式降雨-逕流水文分析標準作業流程

## 八、結論與建議

### (一) 結論

- (1) 中央管流域之水文分析之降雨-逕流模擬應採用半分布式子集水區降雨-逕流演算，配合河川網路逕流匯流，分析各控制點之逕流歷線。
- (2) 各中央管流域應依其流域氣象、水文、地文特性，並考慮河川規劃治理需求，適當劃分子集水區，選定子集水區代表雨量站，並建立半分布式降雨-逕流模式架構，以做為該流域水文分析標準化作業之基礎。
- (3) 中央管流域降雨-逕流模擬之設計降雨事件應採用各子集水區相同設計延時與重現期之設計降雨量，而不宜採用全流域相同降雨量之設計降雨事件。
- (4) 水文分析之資料序列應經趨勢檢定與變遷偵測，並應檢查是否有離群值。
- (5) 水文分析作業之點繪法機率分布適合度檢定常發生使用錯誤機率紙之狀況，且無法應用於具形狀參數（與偏態係數有關）之機率分布族。建議善用先進程式語言，採用無須機率紙之分位圖點繪法，以適用於國內水文頻率分析常採用之皮爾遜三型或對數皮爾遜三型分布之點繪法機率分布適合度檢定。
- (6) 卡方適合度檢定之分組應採用等機率分組，以避免不同分析人員採用不同之分組區間，導致不同分組區間選擇對檢定結果之影響。
- (7) 極端水文學量機率分布之參數估計建議採用線性動差法。
- (8) 極端水文學量最適機率分布之選用應採用AIC訊息準則。
- (9) 設計雨型分析應選取歷年之年最大值事件，並採同位序降雨百分率平均，配合交替區塊法之時間排序，以建立設計雨型。
- (10) 本研究針對控制點集水區集塊式與流域半分布式降雨-逕流模擬之水文分析作業，分別研擬其水文分析標準作業流程。

### (二) 後續精進方向與工作建議

水利署於民國 90 年所完成之「水文設計應用手冊」，雖建立部分半分布式水文分析所需之各項參數，但迄今已逾二十餘年尚未更新。建議水利署後續應儘速建立以下各項降雨-逕流演算所需之參數，並推動後續精進研究。

- (1) 整合水利署與氣象署之雨量測站，建立類似於美國NOAA Atlas-14之全國性測站設計降雨量與設計雨型資訊系統，以供水利署相關單位及各級政府機關與工程顧問公司使用。
- (2) 國內對降雨面積遞減因子之研究甚少，英美等國雖有相關成果可供參考，但考慮臺灣之氣象水文特性，應儘速建立適合國內環境應用之降雨面積遞減因子。
- (3) 為評估本研究所擬水文分析標準作業流程之適用性，應先選擇幾個示範測試流域，遵循半分布式降雨-逕流水文分析標準作業流程，進行中央管流域水文分析，並依據建議之報告內容撰寫水文分析報告書。
- (4) 配合本研究所建議之各項分析計算方法（如線性動差法參數估計、AIC最適機率分布選擇、年最大值事件設計雨型、分位圖點繪法等），應研發整合分析程式，以配合標準作業流程之實施。

### 參考文獻

1. ASCE, 1996. Hydrology Handbook. Task Committee on Hydrology Handbook of Management Group D of the American Society of Civil Engineers.
2. Ball J., Babister M., Nathan R. et al., (Editors) Australian Rainfall and Runoff: A Guide to Flood Estimation, © Commonwealth of Australia (Geoscience Australia), 2019.
3. Bartles, M., Brauer, T., Ho, D. et al., 2021. Hydrologic Modeling System HEC-HMS User's Manual. U.S. Army Corps of Engineers, Institute for Water Resources, Hydrologic Engineering Center (CEIWR-HEC).
4. Cheng, K.S., Chiang, J.L. and Hsu, C.W., 2007. Simulation of probability distributions commonly used in hydrological frequency analysis. *Hydrol. Process.*, 21: 51-60. <https://doi.org/10.1002/hyp.6176>
5. Cheng, K.S., Chen, B.Y., Lin, T.W., et al., 2024. Rainfall frequency analysis using event-maximum rainfalls – An event-based mixture distribution modeling approach, *Weather and Climate Extremes*, Volume 43, 2024, 100634, <https://doi.org/10.1016/j.wace.2023.100634>.
6. Falkensteiner, M-A., Schellander, H., Ehrensperger, G., et al., 2023. Accounting for seasonality in the metastatistical extreme value distribution, *Weather and Climate Extremes*, 42, 100601.
7. FEMA, 2019. Hydrology: Rainfall-Runoff Analysis. Guidance for Flood Risk Analysis and Mapping, Guidance Document 91, Federal Emergency Management Agency.
8. Frederick, R.H., Meyers, V.A., and Auciello, E.P., 1977. Five- to 60-minute precipitation frequency for the eastern and central United States. NOAA Tech. Mem. NWS HYDRO-35, National Weather Service, NOAA, U.S. Dept. of Commerce, Washington, D.C.
9. Hershfield, D.M., 1961. Rainfall frequency atlas of the United States for durations from 30 minutes to 24 hours and return periods from 1 to 100 years. U.S. Weather Bureau Tech. Paper No. 40, U.S. Dept. Commerce, Washington, D.C.

10. Hershfield, D.M., 1962. Extreme rainfall relationships. *J. Hydr. Div., ASCE*, 88, HY6, 73-92.
11. Kjeldsen, T.R., Ahn, H., Prosdocimi, I., Heo, J-H, 2018. Mixture Gumbel models for extreme series including infrequent phenomena, *Hydrological Sciences Journal*, 63:13-14, 1927-1940.
12. Kjeldsen, T.R., 2007. The revitalised FSR/FEH rainfall-runoff method. Flood Estimation Handbook Supplementary Report No. 1, Centre for Ecology & Hydrology, UK.
13. Marra, F., Nikolopoulos, F.I., Anagnostou, E.N., et al., 2018. Metastatistical Extreme Value analysis of hourly rainfall from short records: Estimation of high quantiles and impact of measurement errors, *Advances in Water Resources*, 117, 27-39.
14. Marra, F., Zoccatelli, D., Armon, M., et al., 2019. A simplified MEV formulation to model extremes emerging from multiple nonstationary underlying processes, *Advances in Water Resources*, Volume 127, 2019, 280-290, <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2019.04.002> .
15. Miniussi, A., Villarini, G., Marani, M., 2020. Analyses through the metastatistical extreme value distribution identify contributions of tropical cyclones to rainfall extremes in the eastern United States. *Geophysical Research Letters*, 47, e2020GL087238.
16. Mizuki C., Kuzuha Y., 2023. Frequency Analysis of Hydrological Data for Urban Floods—Review of Traditional Methods and Recent Developments, Especially an Introduction of Japanese Proper Methods. *Water*, 15(13):2490. <https://doi.org/10.3390/w15132490>
17. Mockus, V., 1957. Use of storm and watershed characteristics in synthetic hydrograph analysis and application. American Geophysical Union, Pacific Southwest Region, Sacramento, CA.
18. NWS, 2013. NOAA Atlas 14. Precipitation-Frequency Atlas of the United States, Volume 9 Version 2.0: Southeastern States (Alabama, Arkansas, Florida, Georgia, Louisiana, Mississippi). U.S. Department of Commerce, National Oceanic and Atmospheric Administration, National Weather Service.
19. Pettitt, A.N., 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Journal of the Royal Statistical Society – Series C (Applied Statistics)*. 28(2), 126–135.
20. Pilgrim, D.H. and Cordery, I., 1975. Rainfall temporal patterns for design floods, *Journal of the Hydraulics Division*, 101(1), 81-95.
21. Reed, D.W., Faulkner, D.S., and Stewart, E.J., 1999. The FORGEX method of rainfall growth estimation II: Description, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 3, 197–203, <https://doi.org/10.5194/hess-3-197-1999>.
22. UKCEH, n.d. The Flood Estimation Handbook. Online Service, Volume 2: Rainfall frequency estimation, UK Centre for Ecology & Hydrology, Wallingford, Oxon, UK. <https://www.ceh.ac.uk/data/software-models/flood-estimation-handbook>
23. UKCEH, 2007. The Flood Estimation Handbook. Supplementary Report No. 1, The revitalised FSR/FEH rainfall-runoff method, UK Centre for Ecology & Hydrology,

Wallingford, Oxon, UK.

24. UKEA, 2023. Flood Estimation Guidelines: Estimation of flood flows following Environment Agency best practice. Environment Agency, UK.
25. UKNERC, 1993. Flood Studies Report in five volumes. Institute of Hydrology, Natural Environment Research Council, UK, 3<sup>rd</sup> Binding.
26. Volpi, E., Fiori, A., Grimaldi, S., et al., 2019. Save hydrological observations! Return period estimation without data decimation, *Journal of Hydrology*, 571, 782-792, <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2019.02.017> .
27. Wanielista, M., Kersten, R., and Eaglin, R., 1997. *Hydrology: Water Quantity and Quality Control*, 2nd Edition, Wiley and Sons, Inc., New York, NY.
28. Welle, P., Woodward, D.E., and Moody, H.F., 1980. A dimensionless unit hydrograph for the Delmarva Peninsula. American Society of Agricultural Engineers Paper Number 80-2013, St. Joseph, MI.
29. WMO, 2009. *Guide to Hydrological Practices*, 6th ed.; World Meteorological Organization (WMO): Geneva, Switzerland, 2009. Available online: [https://www.hydrology.nl/images/docs/hwrrp/WMO\\_Guide\\_168\\_Vol\\_II\\_en.pdf](https://www.hydrology.nl/images/docs/hwrrp/WMO_Guide_168_Vol_II_en.pdf).
30. 水利署，水文分析報告審查作業須知 附件二、水文分析注意事項。
31. 水利署，河川治理規劃（河川區域劃定）水文分析報告章節
32. 國土交通省，河川砂防技術基準 調查編。水土保持局技術研究發展小組編譯。
33. 楊銘賢，李光敦，民國 87 年。逕流運行時間分佈對運動波—地貌瞬時單位歷線影響之初步研究。臺灣水利，第 46 卷第 4 期，76-89 頁。
34. 鄭克聲等人，民國 90 年。水文設計應用手冊。經濟部水資源局(水利署)委辦計畫報告。
35. 游景雲，民國 105 年。排洪系統水文分析方法整合之研究。經濟部水利署水利規劃分署委辦計畫報告。
36. 水利署，民國 112 年。中央管流域規劃參數檢討(1/4)蘭陽河流域水文分析研究。
37. 陳樹群、巫仲明，2002。坡地開發對集流時間影響之研究，中華水土保持學報，33(2)，141-150。