

# 臺灣地區年一日、二日、三日最大暴雨 及年最大日流量之頻率分析研究

## Studies on the Frequency Analysis of Annual 1-day, 2-day, 3-day Maximum Rainfall and Annual Maximum Streamflow in Taiwan Area

淡江大學水資源及環境工程研究所教授

淡江大學水資源及環境工程研究所  
研究助理

虞 國 興

劉 振 忠

Gwo-Hsing Yu

Jen-Jong Liou

### 摘 要

本研究主要目的為探討適合臺灣水文資料（年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量）之機率分布，藉以訂定頻率分析標準，作為有關單位決策實施之參考。研究中以合成資料探討：(1)何種點繪法較佳；(2)何種判斷準則較準確；(3)頻率分析中各機率分布推估參數時資料是否須轉換及(4)偏態係數之推估值應採用何種校正方式。此研究之結果並作為分析實測資料時之依據。結果顯示對數皮爾遜Ⅲ型分布分布最合適於臺灣年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量資料，同時，推估參數時資料無須經對數轉換，偏態係數之推估值需以 Bobee-Robitaille 修正公式予以校正及點繪法宜採用海生(Hazen)法為佳。然而，當資料偏態係數與變異係數滿足  $C_s > C_v^3 + 3C_v$  時，應與次優分布做一比較，選取一較合適者。當分析年一日、二日及三日最大暴雨資料時，其次優之分布為三參數對數常態分布，當分析年最大日流量資料時，其次優之分布為皮爾遜Ⅲ型分布。

### ABSTRACT

The major objective of this research reported herein was to investigate the most appropriate probability distributions for the annual 1-day, 2-day and 3-day maximum rainfall and annual maximum streamflow in Taiwan. Thus, the guidelines for hydrologic frequency analysis could be set up and be used as a reference for the decision maker. In the present study, the following topics were investigated by using the synthetic data: (1) Which plotting position formula is suitable? (2) Which criterion is appropriate? (3) Does the data need transforming when the parameters are estimated? and (4) How to modify the estimated skewness coefficient? Then, the

results obtained from the synthetic data studies were used for the analysis of real data. The results indicated that Log Pearson Type III distribution was the most appropriate for the annual 1-day, 2-day and 3-day maximum rainfall and annual maximum streamflow in Taiwan. Meanwhile, there is no need to make log transformation when the parameters are estimated, and Bobee-Robitaille formula should be used to modify the estimated skewness coefficient; and Hazen plotting position formula should be used.

However, an alternative probability distribution should be used to compare when the value of the estimated skewness coefficient ( $C_s$ ) and coefficient of variation ( $C_v$ ) satisfies  $C_s > C_v^3 + 3C_v$ . The 3-parameter Log Normal distribution was suggested to be used as the alternative for the annual 1-day, 2-day and 3-day maximum rainfall, while Pearson Type III distribution for the annual maximum streamflow.

## 一、緒 論

決定水文極端事件發生之頻率與其大小為現今十分重要之課題，因為人類為了彼此間交通、供水、農工業及經濟等將其大多之活動社區建築於河川兩旁或於其洪水平原上，其生命財產極易受到洪水災害之威脅，故利用過去之水文實測記錄，歸納其特性，並依此推估未來最可能發生之水文情形，為水文學上重要課題之一。在推估水量諸如洪水、乾旱或雨量等發生頻率之步驟通稱為水文頻率分析，其於水資源之規劃與設計上扮演十分重要之角色。

截至目前為止，水文學家對一水量應屬何種機率分布仍無一共識，亦即，並無任何一機率分布滿足某水文現象。同時，由於國內各單位對頻率分析各有其所採用之機率分布或推算方法，沒有共同可遵循之規範準則，亦導致不少疑慮，因此，針對臺灣地區暴雨量及洪水量頻率標準研擬出適用之方法，以為今後在特殊氣象、水文事件發生頻率時考量之依據，一方面提供規劃設計時之參考，實為一刻不容緩之研究課題。

本研究之主要目的在於決定適合臺灣水文資料（包括年一日、二日、三日暴雨量、及年最大流量）之機率分布，藉以訂定其頻率估計標準，以供有關單位決策實施之參考，並期以使實際之工程設計規劃問題可尋求此規範解決，避免眾說紛歧之現象

發生。然而，如吾人所知，頻率分析之規範標準擬定，除涉及選定合適之機率分布外，其涉及之問題十分廣泛，諸如點繪法之選定、參數推估方法之選定（本論文採用動差法）、參數推估時資料是否須轉換及資料偏態係數是否須修正或採何種方式修正等種種問題亟待確定，又上述問題之決定在在須要一合理客觀之準則藉以判定，因此判斷準則須先加以確定。今就本論文探討之主題依序分析如下：(1)決定各機率分布於參數推估時偏態係數應採何種修正公式及資料是否經對數轉換、(2)決定合適之點繪法、(3)各機率分布偵測能力之探討、(4)分析實測雨量及流量資料，找尋適合之機率分布、及(5)建議適合臺灣水文資料之頻率估算規範標準。

本研究之大綱如下：第二章為文獻回顧，有關頻率分析之理論及本研究所採用之研究方法詳述於第三章，第四章介紹本研究所使用之資料，第五章為結果與討論，第六章為結論與建議。

## 二、文 獻 回 顧

有關水文頻率分析之早期研究，可追溯自赫頓氏 (Horton, 1913) 開始應用統計之高斯常態機率定律 (Gaussian normal law of probability) 於洪水研究。富勒氏 (Fuller, 1914) 用統計方法廣泛分析美國地區之洪水。海生氏 (Hazen, 1914) 否認年洪水量之常態性，並以對數常態分布 (Log normal distribution) 分析洪

水特性。福斯特氏 (Foster, 1924) 以皮爾遜第一型及第三型分布 (Pearson type I and type III distribution) 作頻率分析研究。甘保氏 (Gumbel, 1941) 延續費西爾—梯皮特雨氏 (Fisher-Tippett, 1928) 之理論, 提出適用於洪水及暴雨水文極端 (最大) 之極端值第一型分布 (Extreme-value type I distribution)。周文德氏 (Chow, 1953) 提出求不同頻率雨量強度之方法, 1954年甘保氏再創擬適用於河川乾涸流量頻率之極端值第三型分布, 1954年周文德氏提出對數常態分布之應用並解釋其物理意義。1955~58年周文德氏再提出修正對數常態機率分布, 1961年美國氣象局有美國各州降雨頻率圖 (Rainfall frequency atlas) 之繪製, 1967年美國水資源委員會 (U. S. Water Resources Council) 提出對數皮爾遜第三型分布 (Log Pearson type III distribution)。(王如意及易任, 民國69年)。

史賓塞氏 (Spence, 1973) 分析加拿大平原之年最大洪水量, 發現對數常態分布最為適用。Cruff 及 Rantx 氏 (1965) 分析美國加州之資料發現皮爾遜 III 型分布最為適用。虞氏 (1989) 曾以臺灣年一日、二日及三日最大暴雨等資料統計特性之平均值產生合成資料, 就臺灣年一日、二日及三日最大暴雨資料所屬之機率分布做一系統之探討, 研究結果顯示當着眼於最合適臺灣全省、中區及南區雨量時, 宜採用 LN3 分布, 着眼於最合適臺灣北區及東區雨量時, 宜採用 PT III 分布。其他方面尚有多人研究成果, 大體上所使用之資料來自不同地區, 其所得之最適合機率分布亦有所不同。

頻率分析應用於水文資料時, 因資料長度通常並不很大, 致使偏態係數之推估更加不準確。Bobee 及 Robitaille (1976) 研究結果顯示偏態係數之推估值為偏差性推估值 (Biased estimator), 並建議一校正公式加以修正偏態係數之推估值, 使其成為一無偏差性推估值。另, Kirby (1974) 研究發現偏態係數之推估存在一上下限值, 且其所推估偏態係數之平均值均較理論值為小。同時, Wallis (1974) 亦針對 LN3 及 PT III 分布各提出一校正公式以修正偏態係數, William (1977) 曾提出為能充分的表現出偏態係數, 其資料長度  $N$  應滿足  $N > 25Cs^2$ , 近年來, 虞氏 (1989) 研究發現 LN3 及 PT III 兩分布經偏態係數校正後所

得各迴歸週期之水文推估值較偏態係數未經校正者接近於各迴歸週期之理論值, 同時, 虞氏等 (1990, 1991) 研究發現 LN3 及 PT III 分布之偏態係數推估值並不存在一無偏差性推估值, 並以偏差性估計值之檢定得知偏態係數之修正公式為偏態係數推估值與樣本大小之函數。

有關點繪法之研究過去數十年來, 多位學者曾作深入之研究, 最早由 Hazen (1914) 所提出, 直至最近 Adamowski (1981), 其間 Cunnane (1978) 曾對各種法繪法作一有系統之研究, 發現目前最常被使用之威伯法 (Weibull Formula) 並不適當, 因其僅適用於均勻分布 (Uniform Distribution), 同時, 當其應用於其他機率分布上易產生偏差 (Biasedness)。此外, Cunnane 認為一合理之點繪法應為一無偏性且為最小平方誤差 (Mean Squares Errors, (MSE)) 為最小之推估值。虞氏 (1990) 曾以平均值法及最小誤差平方方法提出一點繪法公式, 並與其它現有之各種法繪法做一比較, 發覺大於等於或最大水文事件之迴歸週期並不接近水文資料數  $N$ , 一般皆大於  $N$ 。同時, 研究結果顯示, 海生 (Hazen) 點繪法之精確度較佳。

### 三、理論基礎

本研究對六種普遍應用於水文頻率分析之機率分布: 常態分布 (TN)、二參數對數常態分布 (LN2)、三參數對數常態分布 (LN3)、極端值 (最大) I 型分布 (EV1)、皮爾遜 III 型分布 (PT III) 及對數皮爾遜 III 型分布 (LPT III); 與三種點繪法 (1.海生法、2.威伯法、3.虞氏法), 在二種判斷準則 (UI 及 MAPE) 下, 對其表現本省水文資料之適切性加以探討。因篇幅所限, 各機率分布之參數推估方法及各機率分布合成資料 (Synthetic data) 產生之方法請參閱虞氏 (1989), 今就本研究所使用之點繪法、偏態係數修正公式、判斷準則及研究方法, 分別依次敘述如下:

#### 3-1 點繪法:

對水文頻率分布中, 常須藉助點繪法以推求大於或等於某水流量之機率值或該水流量所對應之迴歸週期, 點繪法主要目的在於用以判定資料是否屬於某種機率分布, 同時, 亦可對特異值 (Outliers) 之偵測有所助益。本研究選擇三種點繪法, 分別表示如下:

(1)海生法 (Hazen)  $P_m = \frac{m-0.5}{N}$

(2)威伯法 (Weibull)  $P_m = \frac{m}{N+1}$

(3)虞氏法 (Yu)  $P_m = \frac{m-0.55}{N+0.25}$

其中，

N：水文資料數

m：水文資料大小順序（即  $x_1 \geq x_2 \geq x_3 \dots \geq x_n$   
 (m=1 為最大)

$$P_m = P(X \geq X_{(m)})$$

3-2 偏態係數修正公式：

頻率分析應用於水文資料時，因資料長度通常並不很大，致使偏態係數之推估更加不準確。因此需以一適當之修正公式予以校正，本研究就Bobee-Robitaille (1976) 與 Wallis (1974) 所提出之修正公式比較。

Bobee-Robitaille (1976) 提出一校正公式如下：

$$C_s = \hat{C}_s \frac{[N(N-1)]^{1/2}}{N-2} \left( 1 + \frac{8.5}{N} \right)$$

及 Wallis (1974) 亦分別對 LN3 分布偏態係數修正公式及 PT III 分布偏態係數提出修正公式如下：

(a) PT III 分布：

$$C_s = \hat{C}_s \left[ \left( 1 + \frac{6.51}{N} + \frac{20.20}{N^2} \right) + \left( \frac{1.48}{N} + \frac{6.77}{N^2} \right) \hat{C}_s^2 \right]$$

(b) LN3 分布：

$$C_s = \hat{C}_s \left[ \left( 1.01 + \frac{7.01}{N} + \frac{14.66}{N^2} \right) + \left( \frac{1.69}{N} + \frac{74.66}{N^2} \right) \hat{C}_s^2 \right]$$

3-3 判斷準則：

一般頻率分析，常採用適合度檢定(Goodness-of-fit test) 如卡方檢定(Chi-square test) 及 K-S 檢定 (Kolmogorov-Smirnov test)，藉以判定資料所屬之機率分布，由於實際水文資料之資料個數甚少，上述兩種檢定之結果十分不可靠，故本研究不採用適合度檢定，此為本研究採用下述判斷準則之主要動機。

由於本研究之主要目的在於探討何種機率分布最合適於臺灣水文資料，因此，本研究之重點不在於個別水文資料之表現情形，而在於所有資料之整體表現，然而，因各地水文資料大小差異甚大，為

能避免某一機率分布實際上較適合於大多數水文資料，而因其不適合於某些組，而其數值較大於水文資料，而帶來較大之誤差，而造成錯誤判斷認定其它機率分布較合適本省水文資料，故本研究中所有選定之準則均經無因次化 (Dimensionless) 期使所有資料均能在同一大小程度上做一合理客觀之比較。各種判斷準則之定義如下：對於一組資料  $x_i, i=1, 2, \dots, N$ ，其合適之機率分布選定，依下列二種準則加以判定。

$$UI = \left[ \frac{\sum (XT_i - \hat{X}T_i)^2 / N}{\sum XT_i^2 / N} \right]^{1/2}$$

$$MAPE = \frac{\sum |XT_i - \hat{X}T_i| / XT_i}{N}$$

上式中  $XT_i$  = 迴歸年為  $T_i$  之理論值 (或實際值)

$\hat{X}T_i$  = 迴歸年為  $T_i$  之推估值

上列二種之判斷準則為判定理論值與推估值間之誤差係數，其中 UI 相當於 MSE (Mean Square Error)，而 MAPE 相當於 MD (Mean Deviation)。

3-4 研究方法：

本研究最主要目的為選定適合臺灣水文資料之機率分布，因此先以合成資料探討：(1)參數推估之形式 (包含資料是否須轉換以及偏態係數之校正方式)、(2)何種點繪法較佳，及(3)何種判斷準則較準確。合成資料乃依據臺灣水文資料統計特性產生，並把其結果應用於實測資料之分析，藉以選定適合臺灣水文資料之機率分布。今就本研究所採用之觀念與方法說明如下：

(1)參數推估之形式：

(A) LN2 分布推估參數時資料是否須經對數轉換：

LN2 分布推估參數時可依資料取對數後以常態分布分析及資料取不需對數後直接推估參數兩種形式。

(B) PT III 及 LN3 分布之偏態係數宜採用何種校正公式修正。

(C) LPT III 分布推估參數時資料是否須轉換及偏態係數修正之方法

LPT III 分布分析資料時有下列兩種形式：

(a)資料取對數轉換後以 PT III 分布分析，且偏態係數不需校正。

(b)資料不取對數轉換，其偏態係數需以 Bobee-Robitaille 校正公式校正。

上述四種參數推估方法優劣之比較以例說明如下：

假設有一組合成資料  $x_1, x_2, \dots, x_n$  是由一母體機率分布產生，因其母體參數均已知，水文量具迴歸週期  $T$  之理論值可依母體之機率分布求得。同時可依資料經對數轉換或未經對數轉換或偏態係數分別經不同之修正公式校正得其推估值，比較推估值與理論值之誤差，決定參數推估之方法。

今就 LN2 推估參數時資料是否須經對數轉換為例，說明其研究步驟如下：

1. 依 LN2 之機率分布求得理論值  $XT_1$ 。
2. 合成資料分別依經對數轉換及未經對數轉換兩種方式，推求其推估值  $\hat{X}T_j$ 。其中  $T_1$  為選定之特定迴歸週期：

$$T_i = (2, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 50, 70, 100, 150, 200) \\ i = 1, 2, \dots, 12$$

$$j = \begin{cases} 1. \text{資料未經對數轉換} \\ 2. \text{資料經對數轉換} \end{cases}$$

3.  $XT_1$  為理論值， $\hat{X}T_{1j}$  為推估值，計算判斷準則之  $UI_j$  及  $MAPE_j$  係數。若  $UI_1 < UI_2$  則資料未經對數轉換推估參數較佳，反之，資料經對數轉換推估參數較佳。  
 $MAPE$  係數與  $UI$  係數同理。

4. 重覆步驟 2—3 產生合成資料 10,000 組，並計算此 10,000 組  $UI$  及  $MAPE$  之平均值及標準差以為判斷。

5. 除以上整體之判斷外，並計算各迴歸週期 10,000 組之  $MSE$  做為參考。

#### (2) 點繪法之選定：

茲將本研究方法及步驟說明如下：

1. 在一特定機率分布 (如 EV1) 下產生一組合成資料，資料長度為  $N$  之  $X_i$ ， $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ，並排序使得  $X_1 > X_2 > \dots > X_n$ 。
2. 為避免抽樣之偏差，以 100 組之平均值做為比較，

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^{100} X_{ij} / 100 \quad j = 1, 2, \dots, 100$$

3. 以三種點繪法點繪出對應  $\bar{X}_i$ ， $i = 1, 2, \dots, N$  之累積機率  $P_{ij}$ ，並在此特定機率分布下求得此  $P_{ij}$  對應之理論值  $XT_{1j}$ 。

$$j = \begin{cases} 1. \text{海生法 (Hazen)} \\ 2. \text{威伯法 (Weibull)} \\ 3. \text{虞氏法 (Yu)} \end{cases}$$

4.  $XT_{1j}$  為理論值， $\bar{X}_i$  為抽樣而來之樣本，計算判斷準則  $UI_j$  及  $MAPE_j$  係數。若  $UI_j$  之值為最小，則第  $j$  種點繪法為最適用者。反之， $UI_j$  之值為最大，則第  $j$  種點繪法為最不適用者。 $MAPE$  係數與  $UI$  係數同理。

5. 重覆步驟 1—4 產生合成資料 100 組，計算其 100 組  $UI$  及  $MAPE$  之平均值及標準差以為判斷。

6. 步驟 1—5 中之特定機率分布分別為 TN, LN2, LN3, PT III, LPT III 及 EV1 等六種分布，分別討論各種分布所適用之點繪法。

#### (3) 各機率分布偵測能力之探討：

茲將本研究方法之觀念，以例說明如下：

假設有一組合成資料  $x_1, x_2, \dots, x_n$  依大小順序排列，其由 LPT III 機率分布產生，因此其參數  $\mu_x, \sigma^2_x, C_{S_x}$  之理論值均已知，則第  $i$  順序值  $x_i$  所對應之迴歸週期  $T_i = 1/P_i$  (使用某一特定点繪法) 之理論值  $XT_i$ ，可依 LPT III 之機率分布求得。同時，第  $i$  順序值  $x_i$  所對應之迴歸週期  $T_i$  之推估值  $\hat{X}T_i$ ，此可依六種機率分別求得， $\hat{X}T_{1j}$  ( $j = 1, 2, \dots, 6$  代表六種分布)，利用各  $XT_i$  為理論值， $\hat{X}T_{1j}$  為推估值，計算判斷準則之係數，如  $UI_j$ ， $j = 1, 2, \dots, 6$ 。若  $UI$  適用，則 LPT III 分布所得之  $UI$  係數，理論上應為  $UI_j$ ， $j = 1, 2, \dots, 6$  中最小者。同理，吾人可分別由 TN, LN2, LN3, EV1 及 PT III 分布分別產生合成資料，每組資料均利用六種機率加以分析，分別探討其所適用之判斷準則，而一適用之判斷準則應能適用於六種分布，才能據之對實測資料作正確判斷。

#### (4) 機率分布之選定：

本研究除探討全省地區最合適之機率分布外，亦將區分為北、中、南及東四區加以探討其最合適之機率分布，藉以了解區域性變化之情形。

根據上述研究主題決定：(1) 各分布之參數推估方法、(2) 各分布所合適之點繪法、(3) 判斷準則之偵測能力。應用於分析實測資料，以選定最合適之機率分布。

## 四、本研究所使用之資料

本研究所使用之資料共分實測資料與合成資料

兩部份；第一部分為實測資料，包括臺灣歷年來實測年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量資料，第二部分為合成資料。今就實測資料之基本統計分析及欲模擬之合成資料統計特性說明如下：

#### 4-1 實測資料：

本研究搜集之實測資料共分兩部分，第一部分為本省各流域雨量站之年最大一日、二日及三日暴雨量，第二部分為本省各流域量站之年最大日流量。本研究除探討全省地區之水文資料外，亦將資料區分為北、中、南及東四區加以探討，藉以了解區域性變化之情形。為求提高分析結果之可靠性，流量資料至少須有15年，雨量資料至少須有20年，且對缺失資料不予補遺，且資料須滿足連續性，對不連續資料，取其連續部分記錄年數較大者。

茲就水文資料之各區站數列於表1，及水文資料各種統計特性之分布列於表2，圖1所示為流量偏態係數之累積機率，研究結果顯示83%之雨量資料其偏態係數小於2，而流量資料之偏態係數小於2的佔了91.8%，故年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量之偏態係數大都小於2。

表1 水文資料之各區站數表

	北區	中區	南區	東區	全省
一日最大暴雨	88	187	209	45	529
二日最大暴雨	87	183	210	50	530
三日最大暴雨	85	184	210	53	532
年最大流量	29	30	20	15	94

表2 水文資料統計特性之分布表

		最大值	最小值	平均值	標準差
雨量	資料長度	90	19	40	13
	變異係數	0.83	0.24	0.46	0.08
	偏態係數	4.16	0.0	1.05	0.6
流量	資料長度	51	15	24	7
	變異係數	1.16	0.32	0.66	0.2
	偏態係數	3.4	-0.4	1.11	0.82

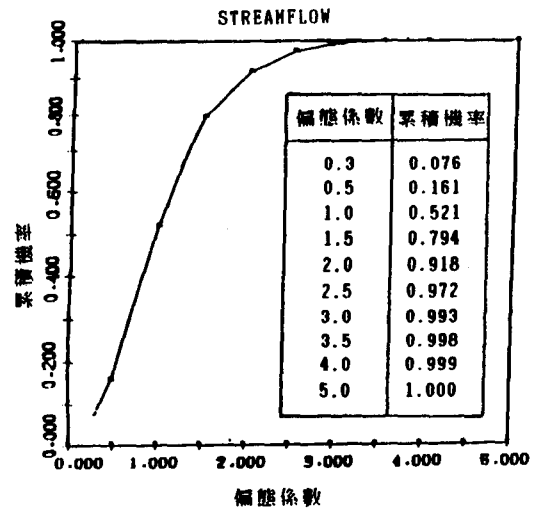


圖1 流量資料偏態係數之累積機率圖

#### 4-2 合成資料

合成資料之產生除可直接利用各機率分析之參數求得外，並可直接利用前幾階動差（如平均值、變異數及偏態係數）產生。本研究採用後者，其原因為希望由合成資料所模擬之資料能具有實測資料之統計特性，使其結果能直接應用於實測資料上。而本省水文之資料站數極多，其間各站之前幾階動差彼此間之差異頗大，故產生合成資料時於前幾階動差取一適當之範圍，使其能包含大部分之實測資料之特性。本研究合成資料之產生之參數之範圍如下：

平均值為任意一正實數

資料長度 15, 25, 40, 70四種

資料CV 0.3, 0.5, 0.7, 1.0四種

資料CS 0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 3.0五種

因此當分析有關 TN、LN2、EV1 分布時各有十六組母體參數組合，分析有關 LN3、PT III、LPT III 分布時各有八十組母體參數組合。茲就本研究分析合成資料所產生之合成資料做一說明如表3所示，本研究共計分析 10,880,000 組合成資料。

表3 各研究單元所產生之合成資料母體組數

研究單元	母體組數	每組母體分析之組數
PT III 偏態係數修正方法	PT III 八十組母體參數	10000組
LN 3 偏態係數修正方法	LN3 八十組母體參數	10000組
LPT III 參數推估之研究	LPT III 八十組母體參數	10000組
LN 2 轉換否之研究	LN2 十六組母體參數	10000組
選定較佳之點繪法	PT III、LN3、LPT III 各八十組母體參數 及 TN、LN2、EVI 各十六組母體參數	10000組
偵測能力之探討	PT III、LN3、LPT III 各八十組母體參數 及 TN、LN2、EVI 各十六組母體參數	5000組

### 五、結果與討論

#### 5-1 參數推估之方式：

由於篇幅所限，本文僅就研究結果之討論分述於下，詳細結果請參閱經濟部水資源統一規劃委員會79水科技八·(二)1.(7)-02第076號研究報告。

(A) LN2 分布推估參數時資料是否須經對數轉換：

根據160,000 組合成資料之分析結果，可得結論如下：

1. 資料經對數轉換所得結果較佳，尤其當資料長度增大及變異係數增大時更顯著。
2. 由各迴歸年之 MSE 值判斷，除了當樣本數很小 (N=15) 時資料不經對數轉換為佳外，其餘皆顯示資料經對數轉換較佳。

(B) PT III 及 LN3 分布偏態係數修正公式之研究：  
根據1,600,000 組合成資料之分析結果，可得結論如下：

1. 當資料偏態係數較大時 ( $C_s \geq 3.0$ )，Wallis 所提之修正公式較佳。
2. 當  $C_s < 3.0$  且資料長度小及高迴歸週期時，Bobee-Robitaille 所提之修正公式較佳。
3. 臺灣水文資料之偏態係數大都小於 2 且洪水及暴雨頻率分析仍著重於高頻率年，故本研究建議採用 Bobee-Robitaille 所提之修正公式於分析實測資料上。

(C) LPT3 推估參數時資料是否須經對數轉換及偏態係數修正方法：

根據 800,000 組合成資料之分析結果，可得結論如下：

1. 當資料之變異係數較小或者偏態係數較大時，資料需轉換且偏態係數不需修正之結果略佳，然而並不顯著。
2. 當資料之偏態係數較小及變異係數較大時，資料需轉換且偏態係數不需修正之結果十分不好。
3. 由各迴歸年之 MSE 值之比較，可知資料需轉換且偏態係數不需修正之結果僅限於低迴歸年及偏態係數大時結果較佳。
4. 資料不須取對數轉換且偏態係數須以 Bobee-Robitaille 公式修正所得之結果較佳。

此結論與虞氏 (1989) 之研究結果不同，其原因在於其合成資料之產生仍依據實測資料各種統計特性之平均值而產生，此時無法看出資料需轉換且偏態係數不需修正較差之結果，因此判定為資料需轉換且偏態係數不需修正較佳。而今擴充合成資料之統計特性範圍後，發現資料需轉換且偏態係數不需修正之結果，雖於不少情形下較資料不需轉換且偏態係數需修正為略優，然而並不很顯著。同時，當資料之偏態係數較小時，資料需轉換且偏態係數不需修正之結果較資料不需轉換且偏態係數需修正之結果差很多，顯示資料需轉換且偏態係數不需修正之不適用，因此，本研究建議推估 LPT III 分布參數時直接以動差法推估參數較佳，然偏態係數之推估值須以 Bobee-Robitaille 修正公式加以校正。

#### 5-2 點繪法之選定：

根據 960,000 組合成資料之分析結果，可得結論如下：

1. 當資料之變異係數大於 0.7 時虞氏法 (Yu) 較佳，當資料之變異係數小於 0.7 時海生法

(Hazen) 較佳。

2. LN3、PT III 及 LPT III 三種機率分布之分析涉及偏態係數之推估，點繪法之選擇亦受偏態係數之影響。

3. 在臺灣之水文統計特性下，海生法 (Hazen) 為較適用之點繪法。

### 5-3 偵測能力之探討：

各機率分布偵測能力亦為本研究探討之主要目的，其準確性之良莠足以影響分析實測資料到底屬於何種機率分布結果之正確性。其基本概念為如一判斷準則適用，其應能正確地判斷資料所屬之機率分布。

根據 480,000 組合成資料之分析結果，可得結論如下：

1. U I 判斷準則之偵測各機率分布能力之準確性較 MAPE 判斷準則為佳。
2. 在 U I 判斷準則之下，TN、LN2 及 EV1 三種機率分布皆能很明確地被偵測得知其母體之分布。
3. LN3、PT III 及 LPT III 三種機率分布之偵測能力受偏態係數之影響，就整體而言，U I 為一適用之判斷準則。

### 5-4 機率分布之選定：

依上列之研究決定各分布之參數推估形式、採用海生點繪法及用 U I 判斷準則判定資料所屬之母體分布，分析臺灣實測之水文資料之最佳分布，本研究分析之實測資料共分兩部分，第一部分為本省各流域雨量站之年最大一日、二日及三日暴雨量，第二部分為本省各流域流量站之年最大日流量。

本研究除探討全省地區之水文資料外，亦將資料區分為北、中、南及東四區加以探討藉以了解區域性變化之情形。表 4 所示為全省最大日流量之結果，由 U I 判斷準則係數之平均值、標準差、及各機率分布優劣之排序，可知 LPT III 分布為最合適於分析年最大日流量資料，因全省 94 站中有 42 站以 LPT III 分布為最合適之機率分布，且其 94 站 U I 值之平均值為 0.09511，其為所有六種分布中最小者。表 5 及表 6 為年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量在 U I 判斷準則下各分布適用之優劣排序。

由表 5 及表 6 可知分析臺灣水文資料 (年一日

、二日、三日最大暴雨及年最大日流量) 時宜採用 LPT III 分布，然而當其資料偏態係數與變異係數滿足  $C_s < C_v^3 + 3C_v$  時，LPT III 分布理論上存在一上限值 (證明詳見附錄)，往往造成實測值大於此上限值，或者所推估之高迴歸週期 (如  $T=200, 200, 500$  年等) 之水量小於資料 (如長度  $N=20, 30$  等) 之最大值等不合理現象，因此當此現象發生時應與其它分布做一比較，選取一較合適者。故本研究建議，當分析年一日、二日、三日最大暴雨資料時，應考慮與其次優之分布 LN3 分布做一比較，而當分析年最大日流量資料時，則考慮與其次優之分布 PT III 分布做一比較。

圖 2 所示為年一日最大暴雨等實測資料之偏態係數經 Bobee-Robitaille 校正後與變異係數之相關圖，圖中之曲線為  $C_s = C_v^3 + 3C_v$ ，點繪於此線之上者表示  $C_s > C_v^3 + 3C_v$ ，點繪於此線之下者表示  $C_s < C_v^3 + 3C_v$ ，經整理得知實測資料年最大日流量 94 站中有 82 站之  $C_s < C_v^3 + 3C_v$ ，年一日最大雨量 529 站中有 353 站之  $C_s < C_v^3 + 3C_v$ ，年二日最大雨量 530 站中有 348 站之  $C_s < C_v^3 + 3C_v$ ，年三日最大雨量 532 站中有 340 站之  $C_s < C_v^3 + 3C_v$ ，臺灣年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量資料  $C_s < C_v^3 + 3C_v$  者佔多數，因此於使用 LPT III 分布分析時須考慮其上限之合理性。

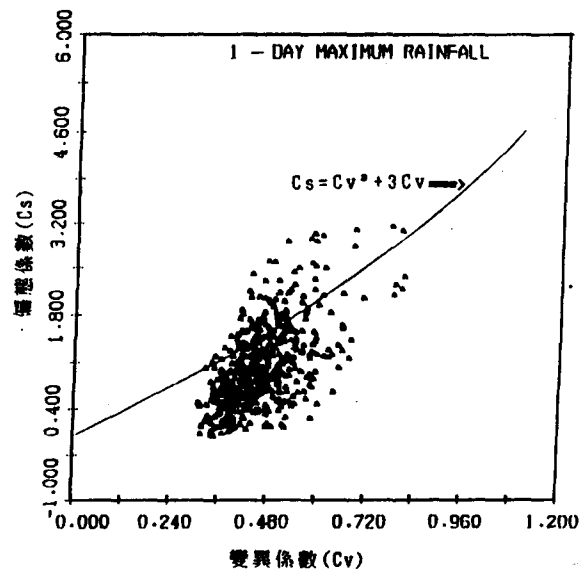


圖 2 年一日最大雨量資料各站之偏態係數與變異係數關係圖



表 4 全省94站流量資料各機率分布U I之平均值與標準差及其優劣排序之站數

			機 率 分 布					
			TN	LN2	LN3	PT3	LPT3	EV1
平	均	值	.195204	.177520	.123700	.099248	.095110	.134439
標	準	差	.115135	0.11060	.127282	.044999	.046321	.078588
排 序	1	0	13	16	23	42	0	
	2	1	4	17	43	27	2	
	3	2	8	41	18	23	2	
	4	12	10	17	10	2	43	
	5	26	21	0	0	0	47	
	6	53	38	3	0	0	0	

表 5 臺灣各區雨量資料之適合分布

資 料	排 序					
	1 (最合適者)	2	3	4	5	6 (最不合適者)
全 省 一 日	LPT3	PT3	LN3	EV1	LN2	TN
北 區 一 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
中 區 一 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
南 區 一 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
東 區 一 日	LPT3	PT3	LN3	EV1	TN	LN2
全 省 二 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
北 區 二 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
中 區 二 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
南 區 二 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
東 區 二 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	TN	LN2
全 省 三 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
北 區 三 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
中 區 三 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
南 區 三 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	LN2	TN
東 區 三 日	LPT3	LN3	PT3	EV1	TN	LN2

表 6 臺灣各區流量資料之適合分布

資 料	排 序					
	1 (最合適者)	2	3	4	5	6 (最不合適者)
全 省	LPT3	PT3	LN3	EV1	LN2	TN
北 區	LPT3	PT3	LN3	LN2	EV1	TN
中 區	LPT3	PT3	PT3	EV1	LN2	TN
南 區	LPT3	PT3	EV1	TN	LN2	LN3
東 區	LPT3	PT3	LN3	EV1	LN2	TN

## 六、結論與建議

本研究最主要目的為選定適合臺灣水文資料之機率分布，因此先以合成資料探討(1)參數推估之形式(包含資料是否須轉換以及偏態係數之校正方式)、(2)何種點繪法較佳及(3)何種判斷準則較準確。合成資料之產生乃依據臺灣水文資料之統計特性產生，期以正確地反應實際之情形，並把其結果應用於實測資料之分析以選定適合臺灣水文資料之機率分布。今就本研究之研究結果說明如下：

### 6-1 合成資料：

- (1)分析 LN2 分布時宜將資料取對數轉換。
- (2)分析 LPT III 分布時不須將資料取對數轉換。
- (3)分析 LN3, PT III 及 LPT III 分布時，偏態係數之推估宜採用 Bobee-Robitaille 修正公式加以校正。
- (4)海生 (Hazen) 點繪法為較適用於臺灣水文資料。
- (5)判斷準則 U I 偵測各機率分布之能力頗佳，為一適用之判斷準則。

### 6-2 實測資料：

經分析實測資料共計一日暴雨 529 站、二日暴雨 530 站、三日暴雨 532 站及年最大流量 94 站，本研究於探討何種機率分布較適合時，考慮認定某機率分布發生之組數最多者及判斷準則 U I 係數最小者為最適合之機率分布，研究結果顯示，LPT III 分布最合適於臺灣年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量資料，同時，推估參數時資料無須經對數轉換，偏態係數之推估值需以 Bobee-Robitaille 修正公式予以校正及點繪法宜採用海生 (Hazen) 法為佳。

然而，當資料偏態係數與變異係數滿足  $C_s < C_v^3 + 3C_v$  時，應與次優分布做一比較，選取一較合適者，當分析年一日、二日及三日最大暴雨資料其次優之分布為 LN3 分布，當分析年最大日流量資料其次優之分布為 PT III 分布。

## 謝 誌

本研究承蒙 經濟部統一規劃委員會經費補助，得以順利完成，特此誌謝。研究執行期間承國內多位學者專家如吳總工程師建民、王教授如意、易教授任、劉教授長齡、徐教授享崑、胡文章先生、鄭義隆先生、簡俊彥先生、許如霖先生、邵維克先

生、鄔寶林博士及黃月娟女士等之寶貴意見，使研究更為完整，又淡江大學水資源及環境工程研究所研究助理林慶杰、林賢義、陳澄輝、張國霖及黃志強等在諸多事務上之幫助，使本研究之工作得以順利完成，僅此一併誌謝。最後，論文審查者所提供之寶貴意見，對提高本文之可讀性及完整性幫助甚大，作者由衷感謝。

## 參 考 文 獻

1. 王如意、易任：應用水文學，國立編譯館，民國 69 年。
2. 「臺灣水文頻率分析機率分布之選擇研究」，行政院農業發展委員會補助計畫，71 農建—4·1—源—15(2)號報告。臺灣省水利局叢刊第 147 號，民國 71 年 12 月。
3. 虞國興：「臺灣水文頻率分析之規範研究一年一日、二日及三日最大暴雨」農業工程學報，第 36 卷，第 2 期，pp. 56-79，民國 78 年 9 月。
4. 虞國興、朱欽興、劉振忠，『皮爾遜 III 型分布中偏態係數修正方法之研究』，第五屆水利工程研討會論文集，pp. 87-98，國立成功大學，民國 79 年 7 月。
5. 虞國興：「臺灣水文頻率分析之規範標準研究(一)(年一日、二日、三日最大暴雨及年最大日流量)」，經濟部水資源統一規劃委員會補助計畫，79 水科技八、(一)1.7-02 第 076 號，80 年 6 月。
6. 虞國興：「水文頻率分析中偏態係數修正方法及點繪法之研究」，農業工程學報，第 37 卷，第 2 期，pp. 1-13，民國 80 年 6 月。
7. Adamowski, K., "Plotting Formula For Flood Frequency", water Resources Bulletin, 17 (2), 197-202, 1981.
8. Benson, M.A., "Uniform Flood Frequency Estimating Methods for Federal Agencies", Water Resour. Res., 4(5), 891-908, 1968.
9. Bobee, B., "The Log-Pearson Type III Distribution and Its Application in Hydrology", Water Resour. Res., 11(5), 681-689, 1975.
10. Bobee, B. and R. Robitaille, "The Use of the Pearson Type III and Log Pearson Type III Distribution Revisited", Water

Resour. Res., 13(2), 427-443, 1977.

11. Burges, S. J., D. P. Lettenmaier and C.L. Bates, "Properties of the Three Parameter Log Normal Probability Distribution", Water Resour. Res., 11(2), 229-235, 1975.
12. Cunnaue, C., "Unbiased Plotting Positions-A View", J. Hydrol., 37, 205-222, 1978.
13. Kendall, M. G. and A. Stuart, The Advanced Theory of Statistics. Vol. I, Griffin, London. 1963.
14. Kite, G. W., Frequency and Risk Analyses in Hydrology, Water Resour. Publications Colorads State Univ., 1977.
15. Kirby, W., "Algebraic Boundedness of Sample Statistics, Water Resour. Res., 10(2), 220-222, 1974.
16. Landwehr, J. M., N. C. Matalas, and J. R. Wallis, "Some Comparison of Flood Statistics in Real and Log Space", Water Resour. Res., 14(5), 902-920, 1978.
17. Matalas, N.C. and J.R. Wallis "Eureka! It Fits a Pearson Type III Distribution", Water Resour. Res., 9(2) 281-289. 1973.
18. Matalas, N. C., J. R. Slack and J. R. Wallis, "Just a Moment", Water Resour. Res., 10(2), 211-219, 1974.
19. Matalas, N. C., J. R. Slack, and J. R. Wallis. "Regional Skew in Search of a Parent", Water Resour. Res. 11(6), 815-826, 1975.
20. Cochran, W.G., Sampling Techniques, 3rd, 39-44, 新月圖書, 1977。

## 附 錄

LPT III 分布當  $Cs < Cv^3 + 3 * Cv$  時存在上  
限値  $X < \exp(\theta)$

證明：

對數皮爾遜 III 型分布之機率密度函數如下式所示：

$$p(x) = \frac{1}{|\alpha| x \Gamma(\beta)} \left[ \frac{\ln x - \theta}{\alpha} \right]^{\beta-1} \exp \left[ - \left( \frac{\ln x - \theta}{\alpha} \right) \right] \quad (A1)$$

其動差函數為

$$U_r = \frac{e^{r\theta}}{(1-r\alpha)^r} \quad (A2)$$

前三階動差分別為

$$U_1 = \mu$$

$$U_2 = \mu^2 + \mu^2$$

$$U_3 = Cs * \mu^3 + 3 * \mu^2 + \mu^3$$

由 (A2) 式可知  $\ln U_1 = \theta - \beta \ln(1-\alpha)$

$$\ln U_2 = 2\theta - \beta \ln(1-2\alpha)$$

$$\ln U_3 = 3\theta - \beta \ln(1-3\alpha)$$

$$\text{令 } B = \frac{\ln U_3 - 3 * \ln U_1}{\ln U_2 - 2 * \ln U_1} = \left[ \ln \frac{(1-\alpha)^3}{(1-3\alpha)} \right] / \left[ \ln \frac{(1-\alpha)^2}{(1-2\alpha)} \right]$$

由 Kite (1977), 吾人可知當  $\alpha < 0$  則  $B < 3$

$B < 3$  則  $\ln(U_3/U_1^3) / \ln(U_2/U_1^2) < 3$

$$\ln(U_3/U_1^3) < \ln[(U_2/U_1^2)^3]$$

$$U_3 < U_2^3 / U_1^3 \text{ 代入 } U_1, U_2, U_3$$

$$Cs * \mu^3 + 3 * \mu^2 + \mu^3 < \frac{\mu^6 + 3 * \mu^4 + 3 * \mu^2 + \mu^6}{\mu^3}$$

$$\text{故 } Cs * Cv^3 + 3 * Cv^2 + 1 < Cv^6 + 3 * Cv^4 + 3 * Cv^2 + 1$$

$$Cs < Cv^3 + 3 * Cv$$

即  $\alpha < 0$  則  $Cs < Cv^3 + 3 * Cv$

由機率密度函數知  $\alpha < 0$  時  $\ln x < \theta$ , 因此當  $Cs < Cv^3 + 3 * Cv$  時  $X < \exp(\theta)$ , LPT III 分布理論上存在一上限値。

收稿日期：民國80年 7月 9日

修正日期：民國80年 7月 29日

接受日期：民國80年 8月 29日

專 營 鋼 材 、 水 管

負 責 人：陳 根 茂

地 址：台北市南港區三重路21巷24弄1號

電 話：(02) 7 8 3 2 1 2 1 - 3