

台灣地區之區域乾旱頻率分析

Regional Drought Frequency Analysis in Taiwan

淡江大學水資源及環境工程學系
副教授

蕭政宗*

Jenq-Tzong Shiau

淡江大學水資源及環境工程學系
碩士班研究生

楊志傑

Chih-Chieh Yang

摘要

本文研究目的在於探討台灣地區北部、中部、南部及東部區域之區域乾旱頻率，本文主要應用指數洪水法(index flood method)之概念配合線性動差(*L*-moment)推估參數以建立各區域之乾旱機率分佈並推估不同迴歸期之乾旱量。本文以標準化降雨指數(standardized precipitation index, SPI)定義乾旱，首先選定能代表各雨量站年雨量的機率分佈，而後轉換為 SPI 值，本文定義 SPI 小於 0 為乾旱的開始，並以連續負值 SPI 的一段時間為一乾旱事件，乾旱事件之累積 SPI 值稱為乾旱量，本文以乾旱量作為分析區域乾旱頻率的基礎。其次利用以線性動差為基礎的不一致(discordancy)、異質性(heterogeneity)及適合度(goodness-of-fit)估量評估同一區域之資料是否一致及均勻，並選取一合適的區域乾旱機率分佈函數。本文以台灣地區共 34 個紀錄年限超過 30 年雨量站的年雨量紀錄，經以前述步驟分析得北、中、南、東各區域最適於代表區域乾旱量的分佈分別為皮爾遜第 III 型分佈(Pearson type III distribution)、通用極端值分佈(generalized extreme-value distribution)、通用帕雷托分佈(generalized Pareto distribution)及皮爾遜第 III 型分佈。之後即可建立各區域乾旱量與迴歸期之關係以進行區域乾旱頻率分析並探討各區域歷史乾旱事件之發生頻率。

關鍵詞：乾旱，標準化降雨指數，區域頻率分析，指數洪水法，線性動差。

ABSTRACT

This study aims to investigate the regional drought frequency for the north, central, south, and east regions in Taiwan. Index flood method associated with *L*-moment estimation are employed to establish the regional drought frequency distribution for each region and to estimate the return periods for various drought magnitudes. In this study, standardized precipitation index (SPI) is used to define droughts. Probability distribution for annual rainfall data is determined first, then followed by transforming the rainfall data

*通訊作者，淡江大學水資源及環境工程學系教授，251 台北縣淡水鎮英專路 151 號，jtshiau@mail.tku.edu.tw

into SPI. A drought event is defined as the period during which the SPI is below zero. The cumulative SPIs in a drought event is considered as the drought magnitude, which is the drought data used for regional drought frequency analysis in this study. The *L*-moment based discordancy, heterogeneity, and goodness-of-fit measures are used to detect the unusual sites and select the regional probability distributions of droughts. Thirty-four annual rainfall data with record length exceeding 30 years from different regions in Taiwan are selected to illustrate the proposed methodology. The results show that the best data fitted regional probability distributions for north, central, south, and east regions are Pearson type III, generalized extreme-value, generalized Pareto, and Pearson type III distributions, respectively. In addition to estimate the drought magnitude of various return periods for each region, the frequencies of severe historical droughts for each region are also explored.

Keywords: Drought, Standardized precipitation index, Regional frequency analysis, Index flood method, *L*-moment.

一、前言

乾旱是一種氣候常態，也是無法避免的自然現象，但長時期且嚴重的乾旱會對人類社會及經濟等各層面帶來嚴重的負面影響，例如 2002 年春夏之際在北台灣地區所發生的嚴重乾旱，破紀錄的少雨使得石門水庫的蓄水量低於嚴重下限以下，既定的供水計畫均無法順利達成，許多的抗旱措施，包括稻田休耕、停供次要民生用水、夜間減壓供水、分區輪流供水等依序的實施以反應水源不足的旱象(李及蘇，2002)，其不僅造成民衆生活上的不便，更造成了農業及工業生產的重大損失。因此，若能適切的了解乾旱特性，將之整合於水資源管理計畫中擬定有關的因應措施便能有效的減低乾旱所造成的損失。

由於乾旱對經濟、社會、環境等各層面的影響甚鉅，若能利用相關的氣象資料監測氣象的變化以預判乾旱可能發生的情況，將有助於施行相關的措施以減少損失。Dracup (1991)指出乾旱指數(drought index)常用於監測氣象的變化以了解乾旱是否發生，而 Heim (2002)也回顧了近百年來美國境內常用的乾旱指數。由於乾旱起因於降雨的不足，因此許多的乾旱指數便以雨量為主要的變數，其中的標準化降雨指數(standardized

precipitation index，以下簡稱為 SPI)是目前各國常用於乾旱監測(drought monitor)的指標，例如美國(Hayes 等，1999；Guttman，1999)、義大利(Bonaccorso 等，2003)、希臘(Tsakiris 及 Vangelis，2004；Loukas 及 Vasiliades，2004)、東非(Ntale 及 Gan，2003)、韓國(Min 等，2003)及西班牙(Lana 等，2001)等。利用 SPI 來監測乾旱發生的優點在於其僅利用雨量資料為變數使其計算甚為簡單，且將雨量標準化後可用於比較不同地區的乾旱情況，而此正是乾旱分析所需要的，因為乾旱不同於其他天然災害的地方在於其發生的範圍通常甚為廣闊，因此需要整合多處單站的資料來判定該區域的乾旱情況。然而乾旱的另一項特徵，較長的乾旱延時常使得紀錄年限不長的測站無法有足夠的實際乾旱資料進行分析，而且設置觀測站的成本甚高，不易全面設置，因此必須藉助統計的方法整合多站的觀測資料以獲得較準確的推估，而用於整合多站資料以推估該區域不同頻率水文量的方法即稱為區域頻率分析(regional frequency analysis)。

Cunnane (1988)及 GREHYS (1996)曾對各種區域洪水頻率分析的方法有詳盡的探討，Rossi 等(1992)亦曾回顧用於區域乾旱分析的方法，用於區域乾旱分析的方法較常以每一觀測站所佔

面積之比例來評估，但此方法並無法克服單站資料紀錄期限不足的問題。而各種區域洪水頻率分析的方法中則以指數洪水法(index flood method)較常被採用，此法最早由 Dalrymple (1960)所提出，後經 Hosking 等(1985)引進機率權重動差(probability-weighted moment)，並於 1990 年(Hosking, 1990)改用線性動差(L-moments)於改善該法後，即成為目前用於分析區域洪水及降雨頻率最常用的方法之一，例如 Kumar 及 Chatterjee (2005)用於分析印度 Brahmaputra 區域之洪水頻率、Zhang 及 Hall (2004)用於分析中國贛江及閩江流域之區域洪水頻率、Fowler 及 Kilsby (2003)用於分析英國之區域極端雨量頻率。台灣地區相關之區域頻率分析研究有張等(1995)探討線性動差用於水文頻率分析之優越性、張及吳(1995)曾應用線性動差圖於決定台灣南部地區最大日雨量之區域機率分佈型態、張等(1997)以台灣南部地區最大日雨量為例，利用線性動差法於適合度與均勻性檢定，並以蒙地卡羅繁衍法比較不同檢定法之優劣。然而，指數洪水法甚少用於區域性乾旱頻率分析，僅有 Clausen 及 Pearson (1995)應用此法於分析紐西蘭 44 個流量站年最大乾旱量之區域頻率。

本文主要之研究目的在於應用指數洪水法並配合線性動差法之區域頻率分析於探討台灣地區之區域乾旱頻率，而乾旱將以標準化降雨指數(SPI)來定義。本文將以水資源規劃與管理慣用的北部、中部、南部、東部四區域為界，蒐集各區域內紀錄年限超過 30 年且連續不間斷的年降雨量紀錄，先將各雨量站之年雨量轉換為 SPI 以定義各雨量站紀錄期限內乾旱事件之乾旱量，再以區域頻率分析的方式決定各區域之乾旱頻率模式，以探討各區域發生不同乾旱量之迴歸期。

二、研究方法

2.1 乾旱定義及標準化降雨指數

本文利用 McKee 等(1993)所發展的標準化降雨指數(standardized precipitation index, SPI)來定義和監測乾旱，此法藉由標準化過程將降雨觀測值轉換為機率來表示，由於將降雨量標準化，

因此可以用來比較不同地區的乾旱情形。SPI 可利用不同的時距來分析氣候上潮濕或乾旱的情況，常用的時距有 1、3、6、12、24 與 48 個月等。不同時距的 SPI 值可以用來監測不同水文歷程的乾濕狀態，例如短時距的 SPI 可監測土壤含水量的變化情形，而長時距的 SPI 可用來監測河川逕流量的豐枯狀態。

計算 SPI 的第一個步驟即是選擇一個可以代表觀測降雨量的機率分佈函數，決定此機率分佈後，對特定的觀測降雨量即可求得其相對應之發生機率，再將此機率以標準常態分佈(平均值為 0，變異數為 1)逆轉換，所得之值即為 SPI，其過程如圖 1 所示，詳細的計算過程請參閱 Guttman (1998, 1999)。SPI 與雨量之關係可寫為：

$$SPI_i = \Phi^{-1}(F(P_i)) \dots\dots\dots(1)$$

其中 P_i 為第 i 時刻之降雨量； F 為代表降雨量之理論累積分佈函數； $F(P_i)$ 為降雨量小於或等於 P_i 時之機率； Φ^{-1} 為標準常態分佈之反函數； SPI_i 為第 i 時刻之 SPI 值。

所求得之 SPI 值以 0 為中心，正值表潮濕，負值表乾旱，偏離 0 越遠表示潮濕或乾旱的情況越極端，但其相對發生的機率亦越小，因此 SPI 不僅可以用來表示乾旱或潮濕的情況，更可以知道其發生機率之大小。McKee 等(1993)所建議不同 SPI 值代表不同的乾濕情況如表 1 所示，其並定義乾旱事件為一連續負值 SPI 的時段，且其間有某 SPI 值達到-1。其另定義乾旱事件之乾旱量(drought magnitude)為乾旱事件內 SPI 值之累積量，為便於表示，其將乾旱量取為正值，如下式所示：

$$S = -\sum_{i=1}^D SPI_i \dots\dots\dots(2)$$

其中 D 為乾旱延時，即連續負值 SPI 且有一 SPI 達到-1 的時段。

由於某些乾旱事件雖其間之 SPI 值未達-1，但其延時甚長使得乾旱量可能遠比短延時但 SPI 達到-1 的乾旱事件的乾旱量來的大，為求有較多的樣本及較詳盡的分析，本文修改 McKee 等(1993)對乾旱事件的定義，排除 SPI 需達-1 的限

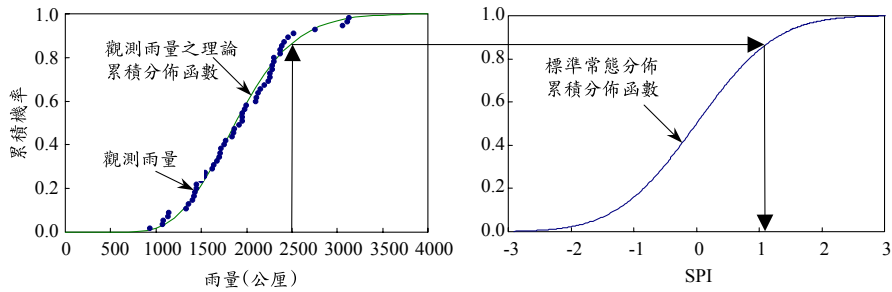


圖 1 SPI 計算示意圖

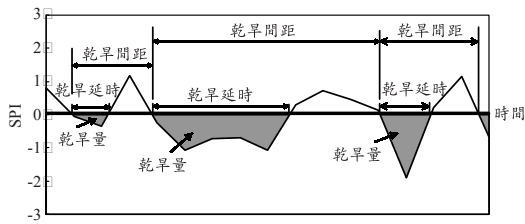


圖 2 乾旱事件、乾旱延時、乾旱量及乾旱間距定義示意圖

制，定義乾旱事件為 SPI 連續低於 0 的一段時間，如圖 2 所示，另以(2)式定義乾旱量作為區域乾旱頻率分析的基礎。

2.2 區域頻率分析(regional frequency analysis)

2.2.1 指數洪水法(index flood method)

水文頻率分析是利用水文站的觀測資料來評估不同水文量的發生機率，並作為水利設施規劃與開發規模的依據。但設置觀測站的成本甚高，不易全面性的設置，且利用紀錄期限短的資料推估長期迴歸期的水文量也容易產生誤差。因此整合各觀測站的資料成為區域性的資料便成為常用的方法，包括區域迴歸法(regional regression)、資料延伸法(record extension)及指數洪水法(index flood method)，其中以指數洪水法最常被使用。此法雖可應用於其他水文變數，但早期多使用於洪水頻率分析，因此稱為指數洪水法，指數洪水法最主要的觀念在於在一均勻的(homogeneous)區域內，各站的頻率分佈除了有一尺度因子(scaling factor)的差別外是相同的，以數學方程式表示如下：

$$Q_i(F) = \mu_i q(F), i = 1, 2, \dots, N \dots\dots\dots(3)$$

表 1 SPI 乾溼程度分級表

SPI 值	乾溼程度分級
$SPI \geq 2.00$	極端潮濕(extremely wet)
$1.50 \leq SPI \leq 1.99$	中度潮濕(moderately wet)
$1.00 \leq SPI \leq 1.49$	潮濕(wet)
$-0.99 \leq SPI \leq 0.99$	正常(neutral)
$-1.49 \leq SPI \leq -1.00$	乾旱(dry)
$-1.99 \leq SPI \leq -1.50$	中度乾旱(moderately dry)
$SPI \leq -2.00$	極端乾旱(extremely dry)

其中 $q(F)$ 為發生機率為 F 之無因次區域分位數 (dimensionless regional quantile)； $Q_i(F)$ 為第 i 站發生機率為 F 之分位數； μ_i 為尺度因子，亦稱為指數洪水(index flood)，為反應不同站間差異的因子，因此其值隨各站而不同，最常用的數值為該站資料的平均值，本文亦將採用平均值為尺度因子，其推估值可由觀測資料求取平均值而得，即 $\hat{\mu}_i = \bar{Q}_i$ ； N 為站數。

區域頻率分析需決定無因次區域分位數，而推估無因次區域分位數首先需將觀測資料無因次化，即將觀測資料除以尺度因子(本文採用平均值)，如下式所示：

$$q_{ij} = \frac{Q_{ij}}{\hat{\mu}_i}, i = 1, 2, \dots, N, j = 1, 2, \dots, n_i \dots\dots\dots(4)$$

其中 Q_{ij} 為第 i 站第 j 個觀測資料； $\hat{\mu}_i$ 為第 i 站之尺度因子，本文取為觀測值之平均值； q_{ij} 為第 i 站第 j 個無因次觀測值； n_i 為第 i 站之觀測個數。

指數洪水法中無因次區域分位數 $q(F)$ 的參數 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$ 需利用各站的無因次觀測值來推估，其方法如下：首先需分別推估各測站之參

數，假設第 i 站第 k 個推估參數為 $\hat{\theta}_k^{(i)}$ ，而後再以各站觀測資料的個數 n_i 予以加權平均來代表區域分位數的第 k 個參數，如下式所示：

$$\hat{\theta}_k^{(R)} = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \hat{\theta}_k^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, k=1, 2, \dots, p \quad \dots\dots\dots(5)$$

其中 $\hat{\theta}_k^{(i)}$ 為第 i 站所推估之第 k 個參數； $\hat{\theta}_k^{(R)}$ 為區域分位數的第 k 個參數； p 為參數個數。

將所推估得之區域參數代入分位數中即可得到該區域之推估區域分位數 $\hat{q}(F)$ ，而後乘上各站之推估平均值即可獲得各站之推估分位數，如下：

$$\hat{Q}_i(F) = \hat{\mu}_i \hat{q}(F) \quad \dots\dots\dots(6)$$

本文將應用此法於區域乾旱分析，因此前述各站之觀測資料 Q_{ij} 將以(2)式所定義之乾旱量 S_{ij} 來取代，先以(4)式無因次化後再推估各站之參數，而後以(5)式推估區域參數。至於各站分位數參數的推估將以線性動差法(L-moment)來推估，敘述於下節。

2.2.2 線性動差法推估參數

Hosking (1990)定義線性動差為機率權重動差(probability-weighted moment)的線性組合，即

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k \quad \dots\dots\dots(7)$$

其中 λ_r 為 r 階之線性動差； β_k 為 k 階之機率權重動差，其定義如下：

$$\beta_k = \int_0^1 x(F) F^k dF \quad \dots\dots\dots(8)$$

其中 $x(F)$ 為發生機率為 F 之變數值。

$p_{r,k}^*$ 為係數，定義為：

$$p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \quad \dots\dots\dots(9)$$

Hosking (1990)另定義線性動差比(L-moment ratio)為

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, \quad r=3, 4 \quad \dots\dots\dots(10)$$

其中 τ_r 為 r 階之線性動差比。

常用的線性動差及線性動差比之意義說明如下： λ_1 為平均值； $\tau = \lambda_2/\lambda_1$ 類似於變異係數(coefficient of variation)，經常以 $L-CV$ 來代表； $\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2$ 為量度偏度(skewness)的指標，稱為線性偏度(L-skewness)； $\tau_4 = \lambda_4/\lambda_2$ 為量度峰度(kurtosis)的指標，稱為線性峰度(L-kurtosis)。利用觀測值推估上述線性動差需先將觀測值依大小排序，假設 x_j 為無因次之觀測值，且 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ ，則(7)式所定義之各階線性動差可以下式推估：

$$l_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* b_k \quad \dots\dots\dots(11)$$

其中 b_k 為 β_k 之推估值，定義為：

$$b_k = \frac{1}{n} \sum_{j=k+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-k)}{(n-1)(n-2)\dots(n-k)} x_j, \quad k=0, 1, 2, \dots, n-1 \quad \dots\dots\dots(12)$$

l_r 為 λ_r 之推估值，較常用的前四階線性動差推估值為：

$$l_1 = b_0 \quad \dots\dots\dots(13a)$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad \dots\dots\dots(13b)$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad \dots\dots\dots(13c)$$

$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad \dots\dots\dots(13d)$$

以 $t = l_2/l_1$ 及 $t_r = l_r/l_2$ 來代表 τ 及 τ_r 的推估值，計算時先由各站排序之無因次觀測值推估 $l_1, t, t_2, t_3, \dots$ ，以 $l_1^{(i)}, t^{(i)}, t_2^{(i)}, t_3^{(i)}, \dots$ 來代表，而後再以各站資料個數為權重求區域之參數，如下：

$$l_1^{(R)} = \frac{\sum_{i=1}^N n_i l_1^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad \dots\dots\dots(14a)$$

$$t^{(R)} = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad \dots\dots\dots(14b)$$

$$t_r^{(R)} = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, \quad r=3, 4 \quad \dots\dots\dots(14c)$$

線性動差法應用於指數洪水法的區域頻率分析中即是將無因次區域分位數中的參數 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$ 以線性動差及線性動差比 $\lambda_1, \tau, \tau_3, \dots, \theta_p$ 來取代，亦即以無因次觀測值之線性動差及線性動差比之推估值 $t_1^{(R)}, t_3^{(R)}, \dots, t_p^{(R)}$ 來代表無因次區域分位數之參數 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_p$ 。

2.2.3 區域頻率分佈之步驟

區域頻率分析包括下列四步驟(Hosking 及 Wallis, 1993)：

1. 篩選資料

將該區域內與其他測站資料明顯不一致的測站予以排除，本文以線性動差法推估區域分位數的參數，因此若某站資料之線性動差與其他站有明顯不一致的情形，則將該站予以排除。

2. 確認均勻區域

其次為確認所選定站的資料是否構成一均勻區域，一均勻區域代表該區域各站之頻率分佈經由適度的轉換後是相同的。此可由計算各站及站與站之間的統計量，並與預期均勻區域所具有的統計量比較即可得知該區域內之測站是否具有均勻性。

3. 選擇一區域頻率分佈

確認均勻區域後即可選定一代表該區域之頻率模式，此可經由適合度檢驗該區域之線性動差與理論分佈之線性動差是否一致來決定適合代表該區域之頻率分佈。

4. 推估區域頻率分佈參數

區域頻率分佈的參數是由各站之參數經以資料個數為權重加權而得的平均值，對於步驟 3 所選定之區域頻率分佈，其參數可以線性動差法予以推估。

前三步驟之檢定，Hosking 及 Wallis (1993) 建議分別以不一致估量(discordancy measure)、異質性估量(heterogeneity measure)及適合度估量(goodness-of-fit measure)來檢定，詳下節說明。至於以線性動差法推估不同機率分佈之參數則散見於文獻中，請參閱 Hosking (1990)。

2.2.4 不一致估量(discordancy measure)

區域的定義就水文學上而言，是一群觀測站之觀測資料經適度的轉換後是來自於相同的頻

率分佈。因此，區域頻率分析的第一步就是篩選資料，以了解該區域內各站之資料是否具有的一致性。Hosking 及 Wallis (1993)曾建議以不一致估量(discordancy measure)來篩選區域內資料特性不一致的站，其主要是利用各站之線性動差，一區域內各站之線性動差應有相當的一致性，若偏離其他站之線性動差過遠，則表示該站與其他站之資料不一致，需將之排除。詳細的計算過程說明如下：

令 $\mathbf{u}_i = [t_1^{(i)} \ t_3^{(i)} \ t_4^{(i)}]^T$ 為一包含第 i 站 $t(=l_2/l_1)$ 、 $t_3(=l_3/l_2)$ 及 $t_4(=l_4/l_2)$ 的向量，令 $\bar{\mathbf{u}}$ 為該區域平均值之向量，定義如下：

$$\bar{\mathbf{u}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i \quad \dots\dots\dots (15)$$

另定義樣本共變異數矩陣(sample covariance matrix)為：

$$\mathbf{A} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \quad \dots\dots\dots (16)$$

則定義第 i 站的不一致估量 D_i 為

$$D_i = \frac{1}{3} (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}) \quad \dots\dots\dots (17)$$

D_i 值愈大代表該站之資料與其他站愈不一致，至於刪除的標準則與區域內之測站數有關，當測站數大於 15 時刪除標準為 3，即 $D_i \geq 3$ 時可將該站移除或併入其他區域。Hosking 及 Wallis (1997)對不同測站數不一致估量之標準建議值則列於表 2。

2.2.5 異質性估量(heterogeneity measure)

異質性估量之目的在於衡量在同一區域內的水文站資料是否具有均勻性，可利用各站及站與站之間的線性動差與預期均勻區域之線性動差相比較。Hosking 及 Wallis (1993)所建議的異質性估量計算過程說明如下：

計算各站之 $L-CV$ ，即 $t = l_2/l_1$ ，而後以各站之資料個數計算區域之加權平均，稱為 V_1 ，如下：

$$V_1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^{(R)})^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad \dots\dots\dots (18)$$

表 2 不一致估量標準值

測站數	不一致估量值
5	1.333
6	1.648
7	1.917
8	2.140
9	2.329
10	2.491
11	2.632
12	2.757
13	2.869
14	2.971
≥15	3

若考慮以各站的 $L-CV$ 及線性偏度 (L -skewness) 為分析依據, 則亦可計算 V_2 值如下:

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left[\left(t_3^{(i)} - t_3^{(R)} \right)^2 + \left(t_3^{(i)} - t_3^{(R)} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{\sum_{i=1}^N n_i} \dots\dots(19)$$

若以各站的線性峰度 (L -kurtosis) 取代上式的 $L-CV$ 為分析依據, 則亦可計算 V_3 值如下所示:

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left[\left(t_3^{(i)} - t_3^{(R)} \right)^2 + \left(t_4^{(i)} - t_4^{(R)} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{\sum_{i=1}^N n_i} \dots\dots(20)$$

計算得觀測資料之 V_1 、 V_2 及 V_3 值之後, 再以模擬法繁衍多組與各站資料長度相同的資料, Hosking 及 Wallis (1993) 建議需繁衍 500 組資料, 並計算繁衍資料 V_i 之平均值及標準偏差, 分別以 μ_{V_i} 及 σ_{V_i} 表示, Hosking 及 Wallis (1993) 所定義之異質估量 H 如下:

$$H_i = \frac{(V_i - \mu_{V_i})}{\sigma_{V_i}}, \quad i = 1, 2, 3 \dots\dots(21)$$

若該區域計算所得之 H 值非常大時, 則表示該區域內用於計算之測站資料為異質性。Hosking 及 Wallis (1993) 建議當 $H < 1$ 時為均勻區域; 當 $H \geq 1$ 時則為異質區域; 若 H 介於 1 與 2 之間, 則該區域為可能的異質區域。

2.2.6 適合度估量(goodness-of-fit measure)

在已知一群水文站構成一均勻區域的條件下, 適合度估量就是選擇一組可用於代表該區域資料的機率分佈函數。適合度估量是由理論分佈函數的線性偏度 (L -skewness) 及線性峰度 (L -kurtosis) 和該區域內資料的平均線性偏度及平均線性峰度是否相合適來判斷。Hosking 及 Wallis (1993) 所定義之適合度估量如下:

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - t_4^{(R)} + \beta_4)}{\sigma_4} \dots\dots(22)$$

其中 τ_4^{DIST} 為所選擇特定機率分佈的線性峰度; $t_4^{(R)}$ 為區域的平均線性峰度 (regional average L -kurtosis); β_4 為 $t_4^{(R)}$ 的偏差 (bias), 計算方式如下:

$$\beta_4 = \frac{\sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{(R),m} - t_4^{(R)})}{N_{sim}} \dots\dots(23a)$$

其中 N_{sim} 為模擬次數, 本文依 Hosking 及 Wallis (1993) 的建議取為 500 組; $t_4^{(R),m}$ 為第 m 次模擬之區域平均線性峰度; σ_4 代表 $t_4^{(R)}$ 的標準偏差, 計算方式如下:

$$\sigma_4 = \left[\frac{\sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{(R),m} - t_4^{(R)}) - N_{sim} \beta_4^2}{N_{sim} - 1} \right]^{\frac{1}{2}} \dots\dots(23b)$$

至於所選定的機率分佈能否用來代表該區域的資料特性, Hosking 及 Wallis (1993) 建議合理的標準為 $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ 。

Hosking 及 Wallis (1993) 亦建議利用五種具有三參數的分佈來探討區域的頻率分佈, 本文亦採用這五種機率分佈來探討區域乾旱之最佳分佈, 這五種機率分佈分別為通用羅吉斯分佈 (generalized logistic distribution, GLO)、通用極端值分佈 (generalized extreme-value distribution, GEV)、三參數對數常態分佈 (three-parameter lognormal distribution, LN3)、皮爾遜第 III 型分佈 (Pearson type III distribution, PE3) 及通用帕雷托分佈 (generalized Pareto distribution, GPA), 這五

種分佈之累積分佈函數 $F(x)$ 及分位數 $x(F)$ 分別為：

1. 通用羅吉斯分佈(GLO)

$$F(x) = \frac{1}{1 + \left[1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}}} \dots\dots\dots(24a)$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left(\frac{1}{F} - 1 \right)^k \right] \dots\dots\dots(24b)$$

其中 ξ 、 α 、 k 為參數。

2. 通用極端值分佈(GEV)

$$F(x) = e^{-\left[1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}}} \dots\dots\dots(25a)$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left[1 - (-\ln F)^k \right] \dots\dots\dots(25b)$$

其中 ξ 、 α 、 k 為參數。

3. 三參數對數常態分佈(LN3)

$$F(x) = \Phi \left(\frac{\ln(x-\zeta) - \mu}{\sigma} \right) \dots\dots\dots(26a)$$

$$x(F) = \zeta + e^{\mu + \sigma \Phi^{-1}(F)} \dots\dots\dots(26b)$$

其中 ζ 、 μ 、 σ 為參數； Φ 為標準常態分佈累積分佈函數； Φ^{-1} 為標準常態分佈之反函數。

4. 皮爾遜第 III 型分佈(PE3)

$$F(x) = G \left(\frac{x - \mu + \frac{2\sigma}{\gamma}}{\frac{1}{2} \sigma \gamma}, \frac{4}{\gamma^2} \right) \dots\dots\dots(27a)$$

其中 μ 、 σ 、 γ 為參數； G 為不完整 gamma 函數 (incomplete gamma function)，其定義如下：

$$G(x, \alpha) = \frac{1}{\Gamma(x)} \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt \dots\dots\dots(28)$$

此分佈不易以分位數的型式來表示，但當參數 $\gamma > 0$ 時， $x - \mu + \frac{2\sigma}{\gamma}$ 為具有參數 $\frac{4}{\gamma^2}$ 及 $\frac{\sigma\gamma}{2}$ 的 gamma 分佈，因此分位數可表為：

$$x(F) = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma} + Ga^{-1} \left(F; \frac{4}{\gamma^2}, \frac{\sigma\gamma}{2} \right) \dots\dots\dots(27b)$$

其中 Ga^{-1} 表具參數 $\frac{4}{\gamma^2}$ 及 $\frac{\sigma\gamma}{2}$ 之 gamma 累積分佈函數之反函數。

1. 通用帕雷托分佈(GPA)

$$F(x) = 1 - \left[1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \dots\dots\dots(29a)$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left[1 - (1-F)^k \right] \dots\dots\dots(29b)$$

其中 ξ 、 α 、 k 為參數。

2.2.7 頻率分析

迴歸期(return period)為水資源工程中常用之設計依據，其定義為超越某特定水文量之平均發生時間(Haan, 1997)，因此本文以此來探討不同區域發生不同迴歸期之乾旱量。本文以乾旱事件之乾旱量為區域乾旱分析的依據，由於乾旱間距長度超過 1 年，傳統的年最大系列(annual maximum series)頻率分析的方式無法使用，Shiau (2003)曾建議以下式計算非年最大系列之乾旱迴歸期：

$$T = \frac{E(L)}{1 - F(x_T)} \dots\dots\dots(30)$$

其中 T 為超越特定乾旱量 x_T 之迴歸期； $E(L)$ 為平均乾旱間距，代表連續乾旱事件之平均發生時間，其定義詳圖 2，其推估值可以觀測乾旱事件之平均乾旱間距 $\bar{L}$ 來代表； F 為代表乾旱量之累積分佈函數。

上式應用於區域內各站推估不同迴歸期之乾旱量依 Madsen 及 Rosbjerg (1997)的建議及(3)式則可表示為：

$$x_T^{(i)} = \mu_i F^{-1} \left(1 - \frac{\bar{L}_i}{T} \right) \dots\dots\dots(31)$$

其中 $x_T^{(i)}$ 為第 i 站迴歸期為 T 之乾旱量； μ_i 為第 i 站之平均乾旱量； $\bar{L}_i$ 為第 i 站之平均乾旱間距。

表 3 各區域雨量站基本資料

區域	站 名	站 號	水利署站號	流 域	標高(公尺)	紀錄年份	統計年數
北 區	富貴角	01A350	1010P001	磺 溪	15	1959~2003	45
	三峡	01A220	1140P030	淡水河	33	1958~2003	46
	林口(1)	01A160	1150P002	林口溪	250	1973~2003	31
	太閣南	01D100	1300P003	頭前溪	940	1950~2003	54
	梅花	01D180	1300P006	頭前溪	560	1955~2003	49
	大濁水	01U230	2500P003	和平溪	48	1970~2003	34
	土場(1)	01U050	2560P008	蘭陽溪	400	1959~2003	45
	梵梵(2)	01U060	2560P012	蘭陽溪	300	1960~2003	44
中 區	南庄(1)	01E170	1340P003	中港溪	229	1964~2003	40
	珊瑚湖	01E240	1340P006	中港溪	45	1952~2003	52
	橫龍山	01E030	1350P002	後龍溪	550	1955~2003	49
	大湖(1)	01E270	1350P003	後龍溪	275	1953~2003	51
	卓蘭(2)	01E230	1400P020	大安溪	337	1950~2003	54
	集集(2)	00H710	1510P046	濁水溪	215	1951~2003	53
	桶頭(2)	01H110	1510P079	濁水溪	231	1960~2003	44
	東埔	01H400	1510P030	濁水溪	1135	1959~2003	45
	西螺(2)	01J100	1510P080	濁水溪	30	1958~2003	46
	林內(1)	01J930	1540P001	新虎尾溪	82	1960~2003	44
南 區	金山	01P390	1670P001	阿公店溪	90	1957~2003	47
	阿蓮(2)	01P500	1670P014	阿公店溪	21	1962~2003	42
	大湖山	01L390	1580P002	八掌溪	725	1953~2003	51
	北寮	01O200	1590P044	急水溪	360	1973~2003	31
	木柵	01P190	1660P001	二仁溪	78	1953~2003	51
	古夏	01Q610	1730P021	高屏溪	144	1954~2003	50
	甲仙(2)	01P660	1730P036	高屏溪	355	1952~2003	52
	美濃(2)	01P770	1730P081	高屏溪	103	1960~2003	44
	旗山(4)	00P470	1730P107	高屏溪	64	1961~2003	43
	阿禮	01Q910	1730P112	高屏溪	1320	1969~2003	35
東 區	忠勇	01S260	2310P002	秀姑巒溪	120	1967~2003	37
	樟原(1)	01S270	2350P003	水母溪	120	1957~2003	47
	立山	01T230	2370P024	秀姑巒溪	180	1959~2003	45
	銅門	01T070	2420P032	花蓮溪	165	1953~2003	51
	紹家	01S360	2100P003	大武溪	520	1956~2003	48
	知本(5)	01S210	2170P008	知本溪	100	1964~2003	40

三、雨量資料

1. 資料概述

台灣地區之水資源規劃與管理慣於將台灣地區分成北部、中部、南部及東部四區域，因此本文亦將以此四區域為界分析各區域之乾旱頻率。首先分區蒐集具有 30 年以上且連續不間斷年降雨紀錄的雨量站，其中北部區域有 8 站、中

部區域有 10 站、南部區域有 10 站及東部區域有 6 站，台灣地區共計選取 34 站。各雨量站之基本資料，包括站名、站號、所屬流域、標高、紀錄年份及統計年數均列於表 3，各站之紀錄年數介於 31 年至 54 年之間，平均為 45.3 年，而年平均雨量(詳表 4)則介於 1328mm (西螺(2))至 3835mm (阿禮)之間，各雨量站在台灣地區的相關位置如圖 3 所示。

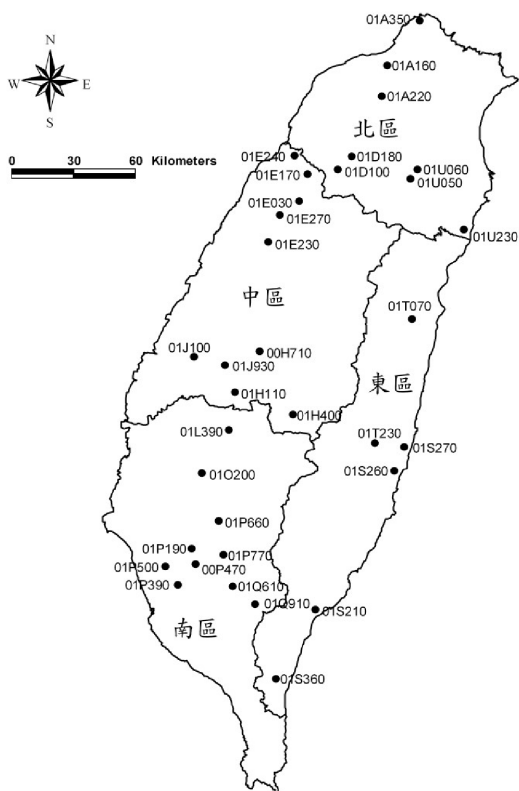


圖 3 各區域雨量站相關位置圖

2. 年雨量之機率分佈

本文以 SPI 定義乾旱狀態，因此需先尋求能代表所選定雨量站年雨量資料的機率分佈，而後再利用前述方法轉換為相對應之 SPI 值。經以 Weibull 點繪法將各雨量站觀測資料與不同的理論機率分佈比較後，gamma 分佈可用來代表各站之年雨量，gamma 分佈之機率密度函數 (probability density function) 如下：

$$f(x) = \frac{x^{\alpha-1}}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)} e^{-x/\beta} \dots\dots\dots (32)$$

其中 x 為年雨量； α 、 β 為參數； Γ 為 gamma 函數。

年雨量機率分佈之參數本文以線性動差法 (Hosking, 1990) 求解，各雨量站年雨量紀錄 gamma 分佈之參數分別列於表 4。

四、結果與討論

1. SPI 及乾旱量

本文以 gamma 分佈代表各站之年雨量，而後以(1)式將各站之年雨量依序轉換成 SPI 值，而 SPI 能反映乾旱嚴重程度及其發生機率。本文定義 SPI 值小於 0 時視為乾旱的開始，直到 SPI 值恢復大於 0 為止，稱為一個乾旱事件(詳圖 2)，其所歷經的時間長度稱為乾旱延時 (drought duration)，而 SPI 值越低表示乾旱情形越嚴重，因此本文以乾旱事件的累積 SPI 值為乾旱量 (drought magnitude)，如(2)式所定義，來代表一乾旱事件的嚴重程度，並利用此乾旱量作為區域頻率分析的基礎。

本文用於區域頻率分析之各站之乾旱事件數列於表 4，各站所發生之乾旱事件數介於 7 至 17 之間，由於各站之紀錄年限不一致，因此乾旱事件數差異甚大，若改以乾旱事件發生頻率，即平均每年發生之乾旱事件數來比較，則北區年平均乾旱事件數介於 0.178 至 0.327 間，中區介於 0.259 至 0.364 間，南區介於 0.229 至 0.355 間，東區則較為平均，介於 0.2 至 0.297 間，各站之乾旱事件發生頻率亦列於表 4。此數值愈大代表愈容易發生乾旱，但乾旱的嚴重程度需視乾旱量來評定。本文所用各區域各站乾旱事件之平均乾旱量亦列於表 4，除北區之富貴角站(01A350)之平均乾旱量達 2.355 外，餘均介於 1.071 至 1.902 之間。雖然富貴角站(01A350)的平均乾旱量最大，但其乾旱事件發生頻率 0.178 為 34 站中最低，代表該站較少發生乾旱，一旦發生乾旱則較嚴重；相反的，位於南區的北寮站(01O200)之平均乾旱量為 1.071，為 34 站中最小的，但其發生頻率 0.355 為 34 站中次大的。由表 4 所列數據可知平均乾旱量與乾旱事件發生頻率約略成反比，即乾旱事件發生頻率愈高，平均乾旱量愈低，反之，乾旱事件發生頻率愈低，則平均乾旱量愈大。

2. 測站資料一致性及均勻性檢定

區域頻率分析的首要步驟為判斷區域內測站的資料是否具有 consistency 及 uniformity，因此需先計算各站乾旱量之線性動差比。依據前節所得各站乾旱事件之乾旱量 S_{ij} (第 i 站第 j 個乾旱量)，利

表 4 各站的年平均雨量、gamma 分佈參數及乾旱特性

區域	站名	站號	年平均雨量(mm)	gamma 分佈參數		乾旱事件數	乾旱事件頻率 (事件數/年)	平均乾旱量
				α	β			
北區	富貴角	01A350	2102.8	9.95	211.28	8	0.178	2.355
	三峡	01A220	2210.5	16.81	131.50	13	0.283	1.456
	林口(1)	01A160	1961.5	14.88	131.84	7	0.226	1.779
	太閣南	01D100	2278.3	17.34	131.39	14	0.259	1.551
	梅花	01D180	2463.9	20.84	118.21	16	0.327	1.288
	大濁水	01U230	2461.7	7.80	315.82	7	0.206	1.902
	土場(1)	01U050	2754.8	12.19	225.97	11	0.244	1.643
	梵梵(2)	01U060	3102.6	12.13	255.84	10	0.227	1.754
中區	南庄(1)	01E170	2446.9	19.34	126.51	13	0.325	1.279
	珊瑚湖	01E240	1733.0	14.96	115.85	16	0.308	1.359
	橫龍山	01E030	2372.6	18.83	126.04	14	0.286	1.425
	大湖(1)	01E270	2049.8	12.99	157.75	15	0.294	1.476
	卓蘭(2)	01E230	1922.2	13.63	141.00	14	0.259	1.549
	集集(2)	00H710	2357.0	28.89	81.59	17	0.321	1.232
	桶頭(2)	01H110	2695.6	34.58	77.96	14	0.318	1.193
	東埔	01H400	1838.8	23.31	78.90	14	0.311	1.251
	西螺(2)	01J100	1328.2	17.62	75.38	15	0.326	1.186
	林內(1)	01J930	1888.2	20.53	91.96	16	0.364	1.111
南區	金山	01P390	1940.2	10.47	185.31	12	0.255	1.537
	阿蓮(2)	01P500	1779.7	8.97	198.53	13	0.310	1.321
	大湖山	01L390	3221.5	21.85	147.47	16	0.314	1.305
	北寮	01O200	2716.4	15.85	171.40	11	0.355	1.071
	木柵	01P190	2307.7	15.28	151.08	15	0.294	1.357
	古夏	01Q610	3030.6	13.89	218.25	12	0.240	1.621
	甲仙(2)	01P660	2740.3	15.27	179.47	13	0.250	1.576
	美濃(2)	01P770	2869.2	13.45	213.27	13	0.295	1.322
	旗山(4)	00P470	2226.6	11.90	187.17	13	0.302	1.284
	阿禮	01Q910	3834.9	11.78	325.49	8	0.229	1.680
東區	忠勇	01S260	2283.8	14.86	153.70	11	0.297	1.277
	樟原(1)	01S270	2657.8	17.69	150.28	11	0.234	1.696
	立山	01T230	2137.1	10.95	195.12	12	0.267	1.504
	銅門	01T070	2119.1	9.56	221.60	12	0.235	1.735
	紹家	01S360	2525.8	13.09	192.90	10	0.208	1.826
	知本(5)	01S210	2244.4	16.24	138.18	8	0.200	1.901

用表 4 所列各站之平均乾旱量($\bar{S}_i$)予以無因次化，如下式所示：

$$S'_{ij} = \frac{S_{ij}}{\bar{S}_i} \dots\dots\dots(33)$$

之後將無因次乾旱量(S'_{ij})排序並利用(11)式計算各階線性動差，並以(10)式計算線性動差

比，本文所選用 34 個雨量站無因次乾旱量之線性變異係數(t)、線性偏度(t_3)及線性峰度(t_4)列於表 5。

其次利用計算所得各站無因次乾旱量之線性動差比評估同一區域內的各站之無因次乾旱量是否具一致性，各站計算所得之不一致估量 D

表 5 各站之線性動差比及不一致估量

區 域	站 名	站 號	t	t_3	t_4	D
北 區	富貴角	01A350	0.497	0.087	-0.066	0.75
	三峡	01A220	0.526	0.257	0.070	0.63
	林口(1)	01A160	0.428	0.452	0.237	0.50
	太閣南	01D100	0.452	0.637	0.519	1.21
	梅花	01D180	0.450	0.381	0.274	0.72
	大濁水	01U230	0.548	0.560	0.356	1.45
	土場(1)	01U050	0.440	0.429	0.113	1.63
	梵梵(2)	01U060	0.440	0.004	-0.192	1.11
中 區	南庄(1)	01E170	0.312	0.370	0.417	2.25
	珊瑚湖	01E240	0.599	0.497	0.411	1.74
	橫龍山	01E030	0.336	0.331	0.164	0.73
	大湖(1)	01E270	0.437	0.435	0.174	1.53
	卓蘭(2)	01E230	0.410	0.341	0.215	0.10
	集集(2)	00H710	0.401	0.339	0.132	0.47
	桶頭(2)	01H110	0.564	0.439	0.272	0.63
	東埔	01H400	0.518	0.349	0.150	0.68
	西螺(2)	01J100	0.444	0.273	0.168	1.32
南 區	林內(1)	01J930	0.469	0.350	0.303	0.56
	金山	01P390	0.543	0.369	0.193	1.60
	阿蓮(2)	01P500	0.524	0.282	0.011	0.55
	大湖山	01L390	0.372	0.303	0.246	1.04
	北寮	01O200	0.451	0.225	0.150	0.38
	木柵	01P190	0.439	0.265	0.097	0.13
	古夏	01Q610	0.406	-0.154	-0.171	1.95
	甲仙(2)	01P660	0.364	0.018	0.089	1.14
	美濃(2)	01P770	0.408	0.147	-0.078	1.33
	旗山(4)	00P470	0.539	0.242	-0.088	1.15
東 區	阿禮	01Q910	0.401	0.322	0.175	0.74
	忠勇	01S260	0.536	0.140	-0.211	1.40
	樟原(1)	01S270	0.352	0.113	0.103	0.89
	立山	01T230	0.338	-0.065	0.005	0.57
	銅門	01T070	0.318	0.059	0.252	0.73
	紹家	01S360	0.549	0.641	0.539	1.28
	知本(5)	01S210	0.574	0.431	0.319	1.13

亦列於表 5，由於各區域之站數並不一致，依 Hosking 及 Wallis (1997)所建議的標準(詳表 2)，北、中、南及東區(站數分別為 8、10、10 及 6 站)之標準分別為 2.140、2.491、2.491 及 1.648，表 5 所列各區域各站之不一致估量 D 值均小於標準值，此表示這 34 個測站的無因次乾旱量在所

屬北、中、南、東區域內皆具有一致性。

再者，另需評估各區域內的無因次乾旱量資料是否具有均勻性，判定方法為異質性估量 H_1 、 H_2 及 H_3 ，各區域之計算結果列於表 6，除東部區域之 H_3 值(=1.77)大於 1 之外，各區域之 H 值均小於 Hosking 及 Wallis (1993)所建議均勻區域的

表 6 各區域異質性估量(H)及適合度估量(Z)值

區域	H			Z^{DIST}				
	H_1	H_2	H_3	GLO	GEV	LN3	PE3	GPA
北區	-2.16	-0.29	0.40	1.848	1.552	1.153	0.472	0.633
中區	0.40	-1.58	-1.84	0.245	-0.156	-0.767	-1.808	-1.449
南區	-0.46	0.33	0.80	3.933	2.915	2.675	2.174	0.587
東區	-0.01	0.54	1.77	1.079	0.508	0.386	0.122	-0.787

標準 1，由於 Hosking 及 Wallis (1993)認為 H_1 之效力高於 H_2 及 H_3 ，而東部區域之 H_1 值甚小且 H_3 值未超過異質區域的標準 2，因此本文仍認定東區之無因次乾旱量具均勻性，此結果表示本文所選定北、中、南及東部區域內各站之無因次乾旱量資料可構成均勻區域。

3. 適合度檢定及區域乾旱量機率分佈

區域內各站的無因次乾旱資料經檢定具有一致性及均勻性後，本文依適合度估量來判定各區域無因次乾旱量之最佳機率分佈。本文以 Hosking 及 Wallis (1993)所建議的適合度估量 Z (22(式))來評估五種機率分佈，各區域不同分佈之計算結果列於表 6，在判定標準為 $|Z| \leq 1.64$ 的條件下，各區域能接受的機率分佈不盡相同，北部區域適合的機率分佈有 GEV ($Z = 1.552$)、LN3 ($Z = 1.153$)、PE3 ($Z = 0.472$)及 GPA ($Z = 0.633$)等四種；中部區域所適合的機率分佈有 GLO ($Z = 0.245$)、GEV ($Z = -0.156$)、LN3 ($Z = -0.767$)及 GPA ($Z = -1.449$)等四種；南部區域所適合的機率分佈只有 GPA ($Z = 0.587$)一種；而東部區域所適合的機率分佈有 GLO ($Z = 1.079$)、GEV ($Z = 0.508$)、LN3 ($Z = 0.386$)、PE3 ($Z = 0.122$)及 GPA ($Z = -0.787$)等五種。

選擇符合 $|Z| \leq 1.64$ 且 $|Z|$ 值最小的機率分佈作為該區域的無因次乾旱量機率分佈，則北部區域為 PE3、中部區域為 GEV、南部區域為 GPA、東部區域為 PE3。各區域無因次乾旱量分佈函數的參數則以線性動差法推估(Hosking, 1990)，所推估得之參數列於表 7，因此各區域所選定用於代表無因次乾旱量之機率分佈及分位數如下：

1. 北區為皮爾遜第 III 型分佈(PE3)：

表 7 各區域所選用的機率分佈函數及其參數值

區域	機率分佈	參數值		
北區	PE3	$\mu = 1.000$	$\sigma = 0.957$	$\gamma = 2.155$
中區	GEV	$\xi = 0.553$	$\alpha = 0.456$	$k = -0.293$
南區	GPA	$\xi = -0.553$	$\alpha = 1.374$	$k = 0.329$
東區	PE3	$\mu = 1.000$	$\sigma = 0.802$	$\gamma = 1.189$

$$F(s') = G\left(\frac{s' - 0.112}{1.031}, 0.861\right) \dots\dots\dots (34a)$$

$$s'(F) = 0.112 + Ga^{-1}(F; 0.861, 1.031) \dots\dots (34b)$$

其中 s' 為無因次乾旱量； G 為不完整 gamma 函數，如(28)式所定義； Ga^{-1} 為具參數 0.861 及 1.031 的 gamma 分佈反函數。

2. 中區為通用極端值分佈(GEV)：

$$F(s') = e^{-[1 + 0.643(s' - 0.553)]^{-3.413}} \dots\dots\dots (35a)$$

$$s'(F) = -1.001 + 1.554(-\ln F)^{-0.293} \dots\dots\dots (35b)$$

3. 南區為通用帕雷托分佈(GPA)：

$$F(s') = 1 - [1 - 0.240(s' + 0.034)]^{3.039} \dots\dots (36a)$$

$$s'(F) = 4.141 - 4.175(1 - F)^{0.329} \dots\dots\dots (36b)$$

4. 東區為皮爾遜第 III 型分佈(PE3)：

$$F(s') = G\left(\frac{s' + 0.350}{0.477}, 2.832\right) \dots\dots\dots (37a)$$

$$s'(F) = -0.350 + Ga^{-1}(F; 2.832, 0.477) \dots\dots (37b)$$

其中 Ga^{-1} 為具參數 2.832 及 0.477 的 gamma 分佈反函數。

上述各區域之無因次乾旱量機率分佈函數

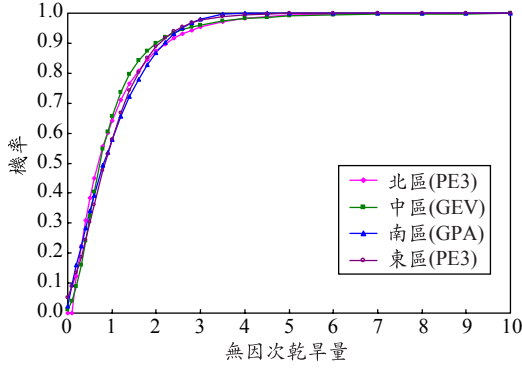


圖 4 各區域之無因次乾旱量機率分佈函數

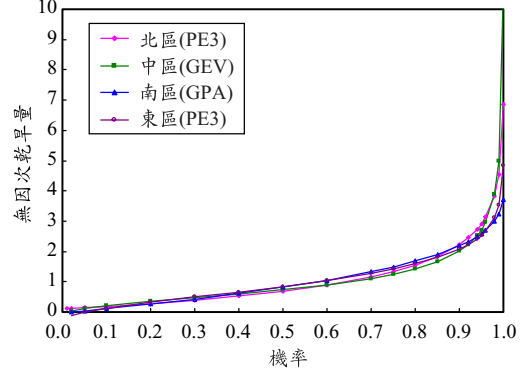


圖 5 各區域之無因次乾旱量分位數

$F(s')$ 及分位數 $s'(F)$ 分別如圖 4 及圖 5 所示，各區域之差異並不易由此二圖直接看出，將由下節區域頻率分析中探討。

4. 區域頻率分析

北部、中部、南部及東部區域各站之平均乾旱間距列於表 8，其值介於中區林內(1)站(01J930)的 2.6 年至北區富貴角站(01A350)的 6.14 年之間，此值與表 4 所列的乾旱事件發生頻率成反比，即乾旱事件發生頻率愈低，平均乾旱間距愈長。而北部、中部、南部及東部區域各站不同機率之無因次乾旱量列於表 9，由於乾旱資料非年最大系列，因此以(31)式推估各站不同迴歸期之乾旱量，各區域各站迴歸期與乾旱量之關係式分別如下所示：

1. 北區

$$s_i = \bar{S}_i \left[0.112 + Ga^{-1} \left(1 - \frac{\bar{L}_i}{T}; 0.861, 1.031 \right) \right] \quad (38a)$$

$$T = \frac{\bar{L}_i}{1 - G \left(\frac{\frac{s_i}{\bar{S}_i} - 0.112}{1.031}, 0.861 \right)} \quad (38b)$$

s_i 為第 i 站之乾旱量； $\bar{S}_i$ 為第 i 站之平均乾旱量。

2. 中區

$$s_i = \bar{S}_i \left\{ -1.001 + 1.554 \left[-\ln \left(1 - \frac{\bar{L}_i}{T} \right) \right]^{-0.293} \right\} \quad (39a)$$

$$T = \frac{\bar{L}_i}{1 - e^{-\left[1 + 0.643 \left(\frac{s_i}{\bar{S}_i} - 0.553 \right) \right]^{-3.413}}} \quad (39b)$$

3. 南區

$$s_i = \bar{S}_i \left[4.141 - 4.175 \left(\frac{\bar{L}_i}{T} \right)^{0.329} \right] \quad (40a)$$

$$T = \frac{\bar{L}_i}{\left[1 - 0.240 \left(\frac{s_i}{\bar{S}_i} + 0.034 \right) \right]^{3.039}} \quad (40b)$$

4. 東區

$$s_i = \bar{S}_i \left[-0.350 + Ga^{-1} \left(1 - \frac{\bar{L}_i}{T}; 2.832, 0.477 \right) \right] \quad (41a)$$

$$T = \frac{\bar{L}_i}{1 - G \left(\frac{\frac{s_i}{\bar{S}_i} + 0.350}{0.477}, 2.832 \right)} \quad (41b)$$

各區域不同迴歸期與乾旱量間之關係如圖 6 至圖 9 所示，各區域各站迴歸期為 5、10、20、50 及 100 年之乾旱量則列於表 8，各站歷史乾旱事件的探討詳下節分析。

4.5 歷史乾旱事件的探討

在本文所用於乾旱分析 34 個雨量站的資料中，有三個時段全台灣地區的 SPI 值皆小於 0，

表 8 各站之平均乾旱間距及不同迴歸期之乾旱量

區 域	站 名	站 號	平均乾旱間距 (年)	迴歸期				
				5 年	10 年	20 年	50 年	100 年
北 區	富貴角	01A350	6.14	—	1.18	2.70	4.78	6.39
	三 峽	01A220	3.67	0.51	1.42	2.39	3.70	4.70
	林口(1)	01A160	4.83	0.23	1.28	2.45	4.03	5.25
	太閤南	01D100	4.00	0.43	1.39	2.42	3.81	4.87
	梅 花	01D180	3.13	0.63	1.45	2.31	3.47	4.36
	大濁水	01U230	5.00	0.21	1.31	2.55	4.25	5.55
	土場(1)	01U050	4.30	0.36	1.36	2.44	3.91	5.04
	梵梵(2)	01U060	4.33	0.37	1.44	2.60	4.16	5.37
中 區	南庄(1)	01E170	3.17	0.71	1.36	2.05	3.14	4.17
	珊瑚湖	01E240	3.33	0.69	1.39	2.12	3.27	4.34
	橫龍山	01E030	3.54	0.66	1.40	2.15	3.34	4.44
	大湖(1)	01E270	3.50	0.70	1.46	2.24	3.47	4.62
	卓蘭(2)	01E230	3.77	0.63	1.45	2.26	3.53	4.71
	集集(2)	00H710	3.00	0.73	1.36	2.03	3.10	4.10
	桶頭(2)	01H110	2.92	0.73	1.34	1.99	3.03	4.01
	東 埔	01H400	3.31	0.65	1.29	1.96	3.02	4.01
	西螺(2)	01J100	3.14	0.66	1.27	1.91	2.92	3.88
	林內(1)	01J930	2.60	0.78	1.34	1.97	2.97	3.91
南 區	金 山	01P390	4.09	0.36	1.58	2.56	3.55	4.12
	阿蓮(2)	01P500	3.33	0.65	1.63	2.41	3.21	3.67
	大湖山	01L390	3.20	0.70	1.66	2.42	3.20	3.65
	北 寮	01O200	2.90	0.70	1.46	2.07	2.68	3.04
	木 柵	01P190	3.43	0.62	1.64	2.45	3.27	3.75
	古 夏	01Q610	4.36	0.24	1.56	2.61	3.68	4.30
	甲仙(2)	01P660	4.00	0.41	1.66	2.65	3.66	4.25
	美濃(2)	01P770	3.33	0.65	1.63	2.41	3.21	3.67
	旗山(4)	00P470	3.33	0.63	1.58	2.35	3.12	3.57
	阿 禮	01Q910	4.57	0.15	1.54	2.64	3.77	4.42
	忠 勇	01S260	3.50	0.63	1.48	2.15	2.95	3.52
東 區	樟原(1)	01S270	4.30	0.36	1.66	2.60	3.69	4.46
	立 山	01T230	3.91	0.53	1.60	2.42	3.37	4.04
	銅 門	01T070	4.27	0.38	1.71	2.67	3.78	4.57
	紹 家	01S360	4.33	0.36	1.78	2.79	3.97	4.79
	知本(5)	01S210	4.57	0.18	1.76	2.83	4.06	4.92

包括 1980 年、1993 年及 2002-2003 年，即該時段全台灣皆發生乾旱。由於乾旱可能延續數年，為便於表示，本文將以這些特殊的年份來代表該年前後的乾旱時期。1980 年的乾旱事件以位於北部地區的測站有較長的乾旱延時，例如大濁水站(01U230)長達 9 年(1975-1983)，土場(1) (01U050)

及梵梵(2) (01U060)亦有 6 年(1979-1984)及 7 年(1978-1984)，其乾旱量分別達 5.99、4.31 及 3.35，迴歸期分別為 126、64 及 31 年，此期間較嚴重的乾旱尚有南區的木柵(01P190)、北寮(01O200)及阿蓮(2) (01P500)，其迴歸期分別為 86、72 及 56 年，此表示在 1980 年的乾旱事件以北區與南

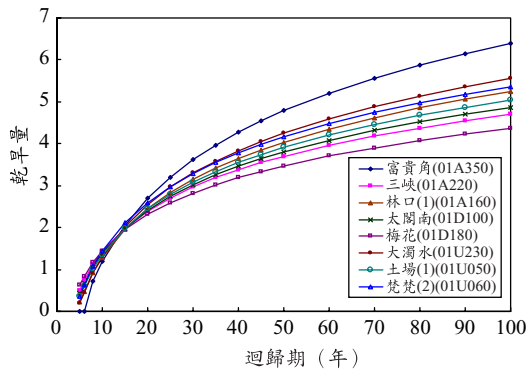


圖 6 北部區域各站迴歸期與乾旱量之關係圖

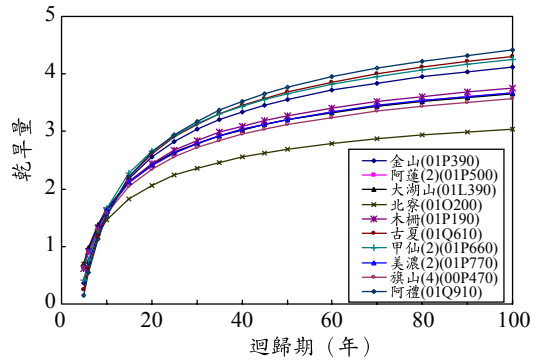


圖 8 南部區域各站迴歸期與乾旱量之關係圖

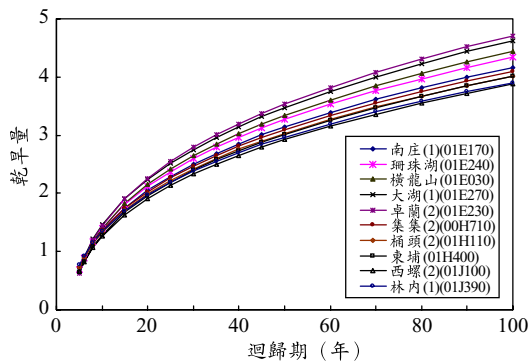


圖 7 中部區域各站迴歸期與乾旱量之關係圖

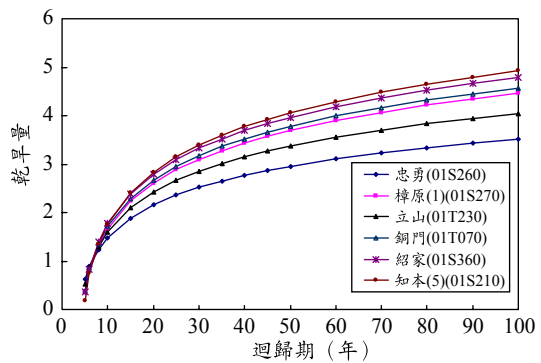


圖 9 東部區域各站迴歸期與乾旱量之關係圖

表 9. 各區域不同機率之無因次乾旱量

區域	機 率				
	0.9	0.7	0.5	0.3	0.1
北區	2.233	1.168	0.689	0.388	0.181
中區	2.006	1.102	0.729	0.471	0.216
南區	2.184	1.332	0.818	0.429	0.109
東區	2.076	1.281	0.845	0.495	0.127

區較為嚴重。1993 年的乾旱事件延時較短，大多數站之乾旱延時均只有 1 年，但乾旱量絕大多數都超過 1，因此其迴歸期大多落在 5 到 20 年之間。對大多數的雨量站而言，2002-2003 年的乾旱事件為紀錄期限內最嚴重的乾旱事件，總計在 34 站中有 12 站(北區 3 站，中區 7 站，南區 1 站，東區 1 站)該時期之乾旱量為紀錄期限中最嚴重，例如北區的三峽站(01A220)在 2002-2003 年乾旱量達 4.0，為該站 46 年紀錄期限最嚴重的一次乾旱，其迴歸期為 62 年；同時期中區東埔站

(01H400)之乾旱量 4.11，其迴歸期更高達 106 年；南區美濃(2) (01P770)之乾旱量為 2.78，迴歸期為 30 年；東區忠勇(01S260)之乾旱量為 2.96，迴歸期為 50 年。在 34 站中有 12 站在此期間乾旱量的迴歸期超過 50 年，其中中區 8 站、北區 2 站、南區及東區各 1 站，中區在 12 站中有 8 站之迴歸期超過 50 年，顯見此期間之乾旱對中部區域而言是極為嚴重的。

其他時期亦曾發生嚴重乾旱，惟因某些雨量站紀錄年限不足無法得知是否涵蓋整個台灣地區或是僅侷限在某區域，例如 1954 年在有紀錄的 10 站中有 9 站之 SPI 為負值，僅東區測站之 SPI 值為正，其中中區的珊珠湖站(01E240)在 1954 年至 1958 年間，乾旱量達 7.18，其迴歸期為 392 年。另外 1964 年除東區外，在北、中及南區 24 站之 SPI 值均為負值，其中南區的旗山(4)站(00P470)，在 1962 年至 1964 年連續 3 年乾旱期間的乾旱量為 3.25，其迴歸期達 60 年。而 1971

年在中區 10 站之 SPI 均為負值，其中集集(2)站(00H710)在 1971 年之乾旱量為 1.79，其迴歸期達 16 年。

五、結論與建議

本文應用指數洪水法的概念配合線性動差法推估參數，並利用 SPI 值來定義乾旱，將其用於決定各區域乾旱分佈模式以推估不同迴歸期之乾旱量。以台灣地區北部、中部、南部及東部 34 個雨量站的年雨量資料為例分析，可獲得以下的結論。

1. 本文以指數洪水法之概念配合線性動差評估資料是否一致及均勻，並選擇合適的機率分佈代表乾旱量及推估參數，以進行區域乾旱頻率分析，經以台灣地區 34 個雨量站年雨量資料進行分析，結果證實本文所建議之方法是可行的。
2. 本文將所選用的 34 個雨量站年雨量資料經檢定具有一致性及均勻性後，利用適合度估量決定台灣北、中、南及東部區域的最佳乾旱機率分佈函數，其分別為皮爾遜第 III 型分佈(PE3)、通用極端值分佈(GEV)、通用帕雷托分佈(GPA)以及皮爾遜第 III 型分佈(PE3)。
3. 各區域的乾旱機率分佈函數選定後，即可建立各區域乾旱量與迴歸期之關係並可探討各區域歷史乾旱事件之迴歸期，例如北區的大濁水站(01U230)在 1975 年至 1983 年之乾旱量達 5.99，其迴歸期為 126 年。

乾旱事件之特性除乾旱量外，乾旱延時亦是重要的因素之一，此二特性約略成正比，即乾旱延時愈長，乾旱量愈大，例如位於北區的土場(1)站(01U050)在 1979 年至 1984 年的 6 年乾旱期間之乾旱量為 4.34，在 2002 年至 2003 年的 2 年乾旱期間之乾旱量為 3.89。但某些情況下可能會有較長的乾旱延時而乾旱量較小，反之，短乾旱延時而有較大的乾旱量亦可能發生，例如林口(1)站(01A160)在 1993 年至 1996 年的 4 年乾旱期間之乾旱量為 3.0，但 2002 年至 2003 年的 2 年乾旱期間卻有乾旱量 4.34。因此較佳的處理方式便

是建立乾旱量-乾旱延時雙變數之機率分佈，並以雙變數迴歸期的方式探討區域乾旱量-乾旱延時之頻率分析，此為下階段之研究重點。另如何將現有成果延伸應用至無測站之區域以推估該區域之乾旱頻率亦為另一可進行之研究議題。

參考文獻

1. 李鐵民、蘇俊明，2002，九十一年石門水庫抗旱實錄，水資源管理，第 4 卷，第 3 期，第 16-26 頁。
2. 張斐章、易任、王文清、林獻博，1995，運用線性動差法於台灣地區雨量頻率分析之研究，台灣水利，第 43 卷，第 2 期，第 24-36 頁。
3. 張斐章、吳正吉，1995，台灣南部地區最大日雨量區域頻率分析之研究，台灣水利，第 43 卷，第 4 期，第 19-26 頁。
4. 張斐章、吳正吉、王文清，1997，統計檢定法應用於區域頻率分析之研究，台灣水利，第 45 卷，第 4 期，第 45-55 頁。
5. Bonaccorso, B., Bordini, I., Cancelliere, A., Rossi, G., and Sutera, A., 2003, Spatial Variability of Drought: An Analysis of the SPI in Sicily, Water Resources Management, 17(4), 273-296.
6. Clausen, B., and Pearson, C. P., 1995, Regional Frequency Analysis of Annual Maximum Streamflow Drought, Journal of Hydrology, 173, 111-130.
7. Cunnane, C., 1988, Methods and Merits of Regional Flood Frequency Analysis, Journal of Hydrology, 100, 269-290.
8. Dalrymple, T., 1960, Flood Frequency Analyses, U.S. Geological Survey Water Supply Paper, 1543-A.
9. Dracup, J. A., 1991, Drought Monitoring, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 5(4), 261-266.
10. Fowler, H. J., and Kilsby, C. G., 2003, A Regional Frequency Analysis of United Kingdom Extreme Rainfall from 1961 to 2000,

- International Journal of Climatology, 23(11), 1313-1334.
11. Groupe de recherche en hydrologie statistique (GREHYS), 1996, Presentation and Review of Some Methods for Regional Flood Frequency Analysis, *Journal of Hydrology*, 186, 63-84.
 12. Guttman, N. B., 1998, Comparing the Palmer Drought Index and the Standardized Precipitation Index, *Journal of the American Water Resources Association*, 34(1), 113-121.
 13. Guttman, N. B., 1999, Accepting the Standardized Precipitation Index: A Calculation Algorithm, *Journal of the American Water Resources Association*, 35(2), 311-322.
 14. Haan, C. T., 1977, *Statistical Methods in Hydrology*, Iowa State University Press.
 15. Hayes, M. J., Svoboda, M. D., Wilhite, D. A. and Vanyarkho, O. V., 1999, Monitoring the 1996 Drought Using the Standardized Precipitation Index, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80(3), 429-438.
 16. Heim, R. R., 2002, A Review of Twentieth-Century Drought Indices Used in the United States, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 83(8), 1149-1165.
 17. Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., and Wood, E. F., 1985, An Appraisal of the Regional Flood Frequency Procedure in the UK Flood Studies Report, *Hydrological Sciences Journal*, 30(1), 85-109.
 18. Hosking, J. R. M., 1990, L-moments: Analysis and Estimation of Distribution using Linear Combinations of Order Statistics, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 52(1), 105-124.
 19. Hosking, J. R. M. and Wallis, J. R., 1993, Some Statistic Useful in Regional Frequency Analysis, *Water Resources Research*, 29(2), 271-281.
 20. Hosking, J. R. M. and Wallis, J. R., 1997, Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-moments, Cambridge University Press, New York.
 21. Kumar, R., and Chatterjee, C., 2005, Regional Flood Frequency Analysis Using L-moments for North Brahmaputra Region of India, *Journal of Hydrologic Engineering*, 10(1), 1-7.
 22. Lana, X., Serra, C., and Burgueno, A., 2001, Patterns of Monthly Rainfall Shortage and Excess in Terms of the Standardized Precipitation Index for Catalonia (NE Spain), *International Journal of Climatology*, 21(13), 1669-1691.
 23. Loukas, A., and Vasiliades, L., 2004, Probabilistic Analysis of Drought Spatiotemporal Characteristics in Thessaly Region, Greece, *Natural Hazards and Earth System Science*, 4(5-6), 719-731.
 24. Madsen, H., and Rosbjerg, D., 1997, The Partial Duration Series Method in Regional Index-Flood Modeling, *Water Resources Research*, 30(4), 737-746.
 25. McKee, T. B., Doesken, N. J., and Kleist, J., 1993, The Relationship of Drought Frequency and Duration to Time Scale, *Proc. 8th Conf. on Applied Climatology*, American Meteorological Society, Boston, Massachusetts, 179-184.
 26. Min, S. K., Kwon, W. T., Park, E. H., and Choi, Y., 2003, Spatial and Temporal Comparisons of Droughts Over Korea with East Asia, *International Journal of Climatology*, 23(2), 223-233.
 27. Ntale, H. K., and Gan, T. Y., 2003, Drought Indices and Their Application to East Africa, *International Journal of Climatology*, 23(11), 1335-1357.
 28. Rossi, G., Benedini, M., Tsakiris, G., and Giakoumakis, S., 1992, On Regional Drought Estimation and Analysis, *Water Resources Management*, 6(4), 249-277.
 29. Shiau, J. T., 2003, Return Period of Bivariate Distributed Extreme Hydrological Events,

- Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 17(1-2), 42-57.
30. Tsakiris, G., and Vangelis, H., 2004, Towards a Drought Watch System Based on Spatial SPI, Water Resources Management, 18(1), 1-12.
31. Zhang, J., and Hall, M. J., 2004, Regional Flood Frequency Analysis for the Gan-Ming River Basin in China, Journal of Hydrology, 296, 98-117.

收稿日期：民國 94 年 12 月 1 日

修正日期：民國 95 年 2 月 27 日

接受日期：民國 95 年 3 月 1 日