

台灣地區乾旱特性之研究

陳儒賢^{[1]*} 洪毓婷^[1] 陳清田^[2]

摘要 本研究針對台灣本島進行區域乾旱特性分析。首先，以標準化降雨指標 (standardized precipitation index, SPI) 定義各站之乾旱事件，再利用自組織映射圖 (self-organizing map, SOM) 網路進行分群。由二維密度圖可知，台灣地區 68 個雨量站可被分成 6 群。經由不一致估量 (discordancy measure) 及異質性估量 (heterogeneity measure) 評估結果顯示，這些群集均通過測試。接著以適合度估量 (goodness-of-fit measure) 選取各群集最適合之機率分佈。最後，再分別推估各群集之頻率乾旱量、乾旱強度及乾旱延時，此結果將可作為未來台灣地區水利設施規劃設計之參考。

關鍵詞：區域乾旱頻率分析，標準化降雨指標，自組織映射圖網路，線性動差。

Study on Drought Characteristics of Taiwan

Lu-Hsien Chen^{[1]*} Yu-Ting Hong^[1] Ching-Tien Chen^[2]

ABSTRACT The purpose of this paper was to carry out regional drought frequency analysis in Taiwan. First, a standardized precipitation index (SPI) was used to define droughts. Then a self-organizing map (SOM) was used to group the rain gauges into specific clusters. The two-dimensional density map shows the rain gauges can be grouped into six clusters. Moreover, the L-moment based discordancy and heterogeneity measures were used to test whether clusters may be accepted as homogeneous. The results showed the six clusters were sufficiently homogeneous. Then, the goodness-of-fit measure was used to select the best regional probability distributions of droughts. Finally, the drought magnitudes, drought intensities, and drought durations with various return periods for each cluster were estimated. The results provide a reference for the future design of hydraulic structures in Taiwan.

Key Words : Regional drought frequency analysis, standardized precipitation index, self-organizing map, L-moment.

一、前言

乾旱為一種長時間且緩慢變化之自然過程，泛指水量匱乏所產生之水文現象，而乾旱指標可將水文及氣象上發生之降雨量不足之現象與以量化，並藉由指標的變化，了解乾旱特性的變動。本研究以標準化降雨指標 (standardized precipitation index, SPI) (McKee

et al., 1993) 為氣象乾旱指標，因 SPI 為單純利用降雨量為變數來進行分析，其標準化之特點可應用於不同時間尺度及不同地點之降雨特性，所以近年來已在世界各國被廣泛應用，並有相當多成果發表 (Keyantash and Dracup, 2002; Rouault and Richard, 2003; Tsakiris and Vangelis, 2004)。

台灣屬於副熱帶的海島型亞熱帶氣候，其氣候受

[1] 台灣首府大學休閒管理學系

Department of Leisure Management, Taiwan Shoufu University, Tainan, Taiwan, R.O.C.

[2] 國立嘉義大學土木與水資源工程學系

Department of Civil and Water Resources Engineering, National Chiayi University, Chiayi, Taiwan, R.O.C.

* Corresponding Author. E-mail: lhchen@tsu.edu.tw

到季節性 (如:梅雨、季風及颱風等因素) 之影響, 再加上中央山脈的阻擋, 所以台灣地區的降雨不論在時間及空間上均相當複雜且多變化。由於降雨時間與空間分佈不均, 因此在進行乾旱分析時, 若有較長的乾旱延時, 便會使得一些紀錄年限不夠長的測站, 常會沒有足夠的乾旱資料提供分析。再者, 基於設置雨量測站的成本考量, 因此無法全面設置雨量測站, 造成空間資料的缺乏。上述種種因素, 使得進行乾旱事件之頻率分析相當困難, 若要獲得較準確的推估值, 必須整合多站的觀測資料, 並藉助統計方法進行分析, 此推估區域內不同頻率水量的方法稱為區域頻率分析 (regional frequency analysis)。在各種區域頻率分析的方法中, 指數洪水法 (index flood method) 是最常被採用的方法, 此法最早由 Dalrymple (1960) 所提出, 後來 Hosking (1990) 應用線性動差 (L-moment) 於區域頻率分析上, 現今已成為區域頻率分析最常應用的方法 (Kumar and chatterjee, 2005; 蕭政宗及黃亮芸, 2007; Abida and Ellouze, 2008)。

在區域頻率分析之過程中, 測站應分佈於同一均一性區域 (homogeneous region) 內, 因為區域頻率分析是依照同性質分配, 其結果會比依照位置分配估計更為準確 (Hosking and Wallis, 1997)。關於均一性區域之劃分, 群集分析(cluster analysis)常被廣泛應用, 自組織映射圖 (self-organizing map, SOM) 網路不需事先了解群集組數, 只需經由神經元之學習訓練即可, 無傳統群集分析方法之困擾, 因此近年來 SOM 網路常被應用於水文上 (Lin and Chen, 2006; Jain and Srinivasulu, 2006; Kalth and Berndtsson, 2007; Lin and Wu, 2007; Chang et. al., 2010)。

本研究主要目的在於應用指數洪水法並配合線性動差法探討台灣地區之區域乾旱頻率分析, 而乾旱將以連續三個月之降雨量 (SPI3) 來定義。首先, 蒐集全台降雨紀錄年限超過 30 年之雨量測站資料, 並將各雨量測站之年雨量轉換為 SPI3 值, 以定義各測站於紀錄期限內之乾旱事件, 接著再運用 SOM 網路進行群集分析, 將具有相同乾旱特徵之測站分群, 其分群結果再經由以線性動差為基礎的不一致估量 (discordancy measure) 及異質性估量 (heterogeneity measure) 評估同一群集之乾旱資料是否具有 consistency 及 homogeneity, 並藉由適合度估量 (goodness-of-fit measure) 選取各群集最合適的機率分佈函數。最後, 再分別求取各個群集不同重現期距下之乾旱量、乾旱延時及乾旱強度。上述之研究流程圖整理於圖 1。

二、研究方法

1. 乾旱定義及標準化降雨指數

本研究利用 McKee et al. (1993) 所發展的 SPI 來定義和監測乾旱, 此方法是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, 因此可以用來比較在不同區域之乾旱情形。SPI 是將降雨量缺乏之情形, 依據不同時間尺度加以量化, 不同時間尺度可反應不同水資源需求匱乏之衝擊。計算 SPI 的首要步驟是選擇一個可以代表降雨量的機率分佈函數, 當機率分佈函數決定後, 由降雨量尋求其累積機率, 再由相同之累積機率利用標準化之過程求其 SPI 值。第 i 時刻之 SPI 值 SPI_i 可表示為:

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

其中, Φ^{-1} 為標準常態分佈之反函數; P_i 為第 i 時刻之降雨量; $F(P_i)$ 為降雨量小於或等於 P_i 之累積機率。

SPI 值是以正、負值代表潮濕或乾旱, 正值越大代表越潮濕; 負值越大則代表越乾旱。SPI 在計算上可以依其無因次化之數值特性, 顯示不同時期之乾濕狀態。McKee et al. (1993) 分析 3、6、12、24 和 48 個月時間尺度之 SPI 變化特性, 發現 SPI 可提供早期乾旱警告, 協助評價乾旱的嚴重性。並提出當 SPI 值持續為負數

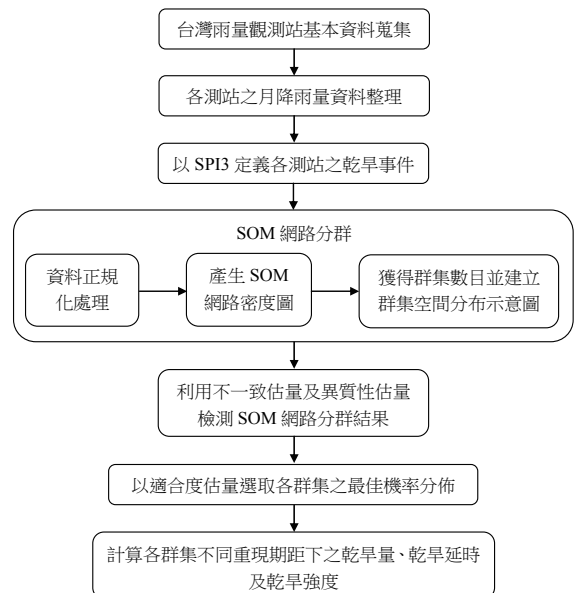


圖 1 本研究所提研究方法之流程圖

Fig.1 Flowchart of the proposed approach

且 SPI 值小於等於-1.0,則可紀錄為一乾旱事件。再者,乾旱事件之乾旱量 (drought magnitude) 則定義為乾旱事件內 SPI 值之累積量,為了便於表示,將乾旱量取正值,表示如下:

$$s = \sum_{i=1}^D \text{SPI}_i \quad (2)$$

其中, D 為乾旱延時,表示 SPI 連續負值且有其一組 SPI 值達到-1 之時段。然而,在台灣地區某一些乾旱事件雖然其間之 SPI 值未能達到-1,但由於其延時比較長,導致乾旱量可能比短延時 SPI 達到-1 時所造成的乾旱事件所帶來的乾旱量來的大,為取得較大量的乾旱樣本資料,以作較詳盡深入的分析與探討,本研究將乾旱事件之定義略作修正,定義乾旱延時為 SPI 連續低於 0 的一段時間,而且排除限制 SPI 需達-1,而乾旱量即為此段乾旱延時內之 SPI 值累積量。

2. 自組織映射圖網路

SOM 由 Kohonen (1982) 所提出,至今仍是無監督學習網路之典範。屬於前饋式、非監督學習網路的架構,也是屬於競爭式學習網路。其基本原理即類似腦細胞聚集於一起之『物以類聚』的特性,其網路架構如圖 2 所示:

SOM 網路學習過程包含三大程序,簡述如下:

第一程序為競爭程序,用來決定輸入向量之優勝神經元位置。與輸出層神經元之鏈結權向量 W_i 可表示如下:

$$W_i = [w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iq}] \quad i = 1, 2, \dots, l \quad (3)$$

其中, l 表示輸出層之神經元個數。各鏈結權向量在競爭過程中,剛開始之初始值為較小之隨機亂數,競爭學習表示網路中之神經元互相比較,其中被活化之神經元即為優勝神經元,通常輸入向量與神經元鏈結權重最相似之神經元為優勝神經元。決定優勝神經元之公式可表示如下:

$$j(x) = \arg \min_i \|U - W_i\| \quad i = 1, 2, \dots, l \quad (4)$$

其中, $j(x)$ 表示與輸入向量 x 最為相似的神經元; $\|\bullet\|$ 為歐式距離。當 $\|U - W_i\|$ 之數值最小時,代表表示輸入向量 X 與鏈結權重 W_i 具有最大之相似度。

第二程序為合作程序。當一個競爭程序完成後,會產生一個優勝神經元,該神經元會被訂定為拓樸鄰

域中心。實際上,神經元間會有交互作用,而此作用的影響與神經元間的距離成反比,當距離愈長則影響就愈小;反之則愈大。拓樸鄰域通常可以高斯函數表示如下式:

$$h_{j,i(x)} = \exp(-d_{j,i}^2/2\sigma^2) \quad (5)$$

其中, $h_{j,i(x)}$ 表示在優勝神經元鄰近的拓樸鄰域; $d_{j,i}$ 則是神經元 j 與優勝神經元 i 的距離,當 $d_{j,i}$ 趨近無限時,拓樸鄰域則趨近於零,這是 SOM 網路收斂的必要條件; σ 表示拓樸鄰域的有效寬度 (effective width),其大小代表在優勝神經元附近的神經元參與學習過程的數目。

第三程序為調適程序,在此程序,神經連結構重將根據輸入向量作調整使用的調整方式如下:

$$W_j(t+1) = W_j(t) + \eta(t)h_j(t)(X - W_j(t)) \quad (6)$$

其中, $\eta(t)$ 為第 t 次迭代之學習速率; $W_j(t+1)$ 為神經元 j 在第 $t+1$ 次迭代之鏈結權重。根據上述三個程序,優勝神經元與其鄰近神經元之權重,將根據輸入向量作調適。學習過程不斷的重複三個程序將直到足以描述輸入向量。最後即可將 SOM 網路訓練完成。關於更多學習過程細節內容可參考 Kohonen (1982)。

3. 區域頻率分析

(1) 線性動差法推估參數

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

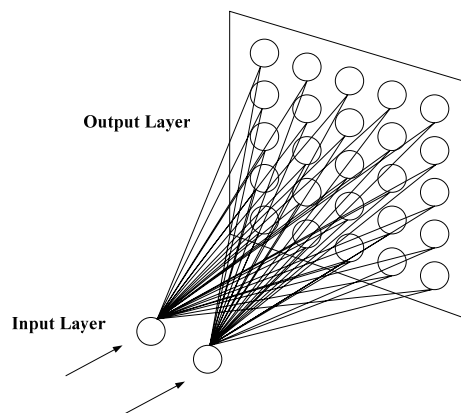


圖 2 SOM 網路架構
Fig.2 Architecture of the self-organizing map network

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k \quad r = 0, 1, 2, \dots \quad (7)$$

其中， λ_r 為 r 階之線性動差； β_k 為 k 階之機率權重動差，其定義由下列式子得知：

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

其中， $x(F)$ 為發生機率為 F 之分位數； $p_{r,k}^*$ 為係數，定義為：

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

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

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}, \tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, \quad r = 3, 4, \dots \quad (10)$$

其中， τ_r 為 r 階之線性動差比。常用的線性方程式及動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* (線性變異係數) 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*)。利用觀測站值推估上述線性動差須先將觀測站值依大小排序，假設 x_j 為觀測值，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：

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

其中， b_k 為 β_k 之推估值，定義為：

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

$$k=0, 1, 2, \dots, n-1$$

其中， l_r 為 λ_r 之推估值，較常用的前四階線性動差推估值為：

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

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

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

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

其中，以 $t = l_2/l_1$ 及 $t_r = l_r/l_1$ 來代表 τ 及 τ_r 的推估值，計算時先由各站排序之觀測值推估 l_1, t_3, t_4, \dots ，以 $l_1^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)}, \dots$ 來代表，而後再以各站資料各數為權重推求區域參數，如下所示：

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

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

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

(2) 不一致估量

區域頻率分析的第一步為篩選資料，以了解該區域內各站之資料是否具有的一致性。Hosking and Wallis (1997) 認為同一群集內，各測站之線性動差應有相當的一致性，若偏離其他測站之線性動差過遠，則表示該站與其他測站之資料不一致，需將之排除。其定義第 i 站的不一致估量 D_i 表示如下：

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (15)$$

其中，以 $u_i = [t^{(i)} t_3^{(i)} t_4^{(i)}]^T$ 代表第 i 站 $t (= l_2/l_1)$ 、 $t_3 (= l_3/l_2)$ 及 $t_4 (= l_4/l_2)$ 的向量； \bar{u} 為計算該區域 t 、 t_3 及 t_4 的平均值； A 為樣本共變異數矩陣。由上式可知， D_i 值愈大代表該站之資料與其他站的資料愈不一致，應予刪除，至於刪除的標準則與區域內之測站數有關，當 D_i 大於刪除標準值時可將該站移除或併入其他區域。

(3) 異質性估量

異質性測試主要是測試均一性區域內之測站間，其線性動差間之分散度，Hosking and Wallis (1997) 建議使用 *L-CV* 之標準偏差為分散度之簡單計算。單站樣本 *L-CV* 之權重標準偏差 (*weighted standard deviation*) 可由下式求得：

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

$$V_1 = \left[\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^{(R)})^2 / \sum_{i=1}^N n_i \right]^{\frac{1}{2}} \quad (16)$$

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

$$V_2 = \sum_{i=1}^N n_i \left[(t^{(i)} - t^{(r)})^2 + (t_3^{(i)} - t_3^{(r)})^2 \right]^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (17)$$

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

$$V_3 = \sum_{i=1}^N n_i \left[(t_3^{(i)} - t_3^{(r)})^2 - (t_4^{(i)} - t_4^{(r)})^2 \right]^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (18)$$

其中, N 為測站數目; n_i 及 $t^{(i)}$ 分別為紀錄資料之長度及測站 i 之樣本 $L-CV$; t^R 為區域平均 $L-CV$, 可由下式求得:

$$t^R = \sum_{i=1}^N n_i t^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (19)$$

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, 至於用於模擬的模式, Hosking and Wallis (1997) 建議以具有區域推估線性動差比 1, t^R , t_3^R 及 t_4^R 之四參數 kappa 分佈模擬之, 其中, t_3^R 及 t_4^R 分別稱為區域 L 偏態係數 (regional $L-skewness$) 及區域 L 峰度係數 (regional $L-kurtosis$)。若以 kappa 分佈為含有 N 個測站區域之頻率分佈, 則一個大數目 N_{sim} 之實現值將被模擬。對於每個模擬之區域, V 值可分別被求得, 因此 N_{sim} 個實現值之平均值 μ_V 及標準偏差 σ_V , 便可計算得到。最後, Hosking and Wallis (1997) 所定義之異質估量 H (heterogeneity test statistic) 由下可得:

$$H_i = (V_i - \mu_V) / \sigma_V, i = 1, 2, 3 \quad (20)$$

Hosking and Wallis (1997) 建議當 $H < 1$ 時為均一性區域; 當 $H \geq 2$ 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。

(4) 適合度估量

當群集內之測站通過不一致估量及異質性估量後, 接下來適合度估量將被用於選擇一組可代表該群集資料的機率分佈函數。適合度估量是依據理論分佈函數的線性峰度 ($L-kurtosis$) 和該群集內資料的平均線性峰度是否相似來判斷, Hosking and Wallis (1997) 所定義之適合度估量

如下:

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - t_4^{(R)} + \beta_4)}{\sigma_4} \quad (21)$$

其中, Z^{DIST} 為適合度估量, Hosking and Wallis (1997) 建議的合理標準為 $|Z^{DIST}| \leq 1.64$;

τ_4^{DIST} 為所選擇的特定機率分佈的線性峰度; $t_4^{(R)}$ 為區域的平均線性峰度; β_4 為 $t_4^{(R)}$ 的偏差值 (bias)。關於更多詳細計算過程可參考 Hosking and Wallis (1997)。此外, Hosking and Wallis (1997) 亦建議利用五種具有三參數的分佈來建立區域機率分佈, 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), 本研究亦採用這五種機率分佈來建立區域乾旱機率分佈。

三、模式應用

1. 研究區域概況

首先, 本研究蒐集台灣地區具有 30 年以上且連續不間斷年降雨紀錄之水利署 68 個雨量測站, 雨量資料年限以 2007 年為原則, 圖 3 為 68 個雨量測站分佈示意圖。

2. 年降雨量之機率分佈

本研究採用 SPI 定義乾旱事件, 為了求取各雨量測站於不同月份之 SPI 值, 應先決定時間尺度。然而, 台灣地區降雨量於豐、枯水期極為顯著, 若時間尺度取得過大 (如: 6 月~48 月), 則較無意義; 若考慮時間尺度為一個月之時間尺度 (SPI1), 則因為其計算值震盪過大, 而無法表現出乾旱之起始與結束 (宋嘉文, 2003), 且乾旱之發生與影響時間多大於一個月之時間, 因此本研究採用連續三個月之降雨量 (SPI3) 計算以分析乾旱之情況。在計算 SPI3 時, 第一個步驟即是選擇可以代表年降雨量之機率分佈函數, 然後再將其轉換為相對應之 SPI3 值。經由 Weibull 點繪法將各雨量測站之降雨觀測資料與不同機率分佈相互比較後, 發

現 gamma 分佈可代表台灣地區各雨量測站之年降雨量，此結果與前人之研究結果相同 (蕭政宗及楊志傑，2006)。gamma 分佈之機率密度函數表示如下：

$$f(x) = \frac{x^{\alpha-1}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} e^{-x/\beta} \tag{22}$$

其中， x 為降雨量 ($x > 0$)； α 為形狀參數 ($\alpha > 0$)； β 為比例參數 ($\beta > 0$)； Γ 為 gamma 函數。

$$\alpha = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \tag{23}$$

$$\beta = \frac{\bar{x}}{\alpha} \tag{24}$$

$$A = \ln(\bar{x}) - \frac{\sum \ln(x)}{n} \tag{25}$$

其中， n 為所使用之降雨量總數。

3. 輸入資料正規化處理

在進行 SOM 網路分群前，由於資料所使用之單位並不相同，為了避免不同單位尺度對於分群結果所造成之影響，因此本研究先將這些資料予以正規化轉換，轉換後之值稱為群集數值 (cluster variable)。這些測站特徵值之轉換型式如下：

$$B = \frac{A - A_{\min}}{A_{\max} - A_{\min}} \tag{26}$$

其中， A 為測站特徵值； A_{\max} 、 A_{\min} 分別為測站特徵值之最大值及最小值； B 為群集數值。由上式可知，測站特徵值會被轉換於 0 至 1 之間。

4. SOM 網路群集分析

將上節所得之六個正規化因子作為 SOM 網路之輸入項，利用 SOM 網路依輸入資料的內在特性結構，將其群集關係映射於二維密度圖上。當應用 SOM 網路進行群集分析時，通常一開始較小尺度之二維密度圖會先被嘗試繪出，若其密度圖可以肉眼明確分出群集，則該分群結果即被接受。反之，若無法分辨劃分出群集，則需再嘗試較大尺度之密度圖，直到可明確分出群集為止。本研究根據上述方法找出分類邊界最為清楚之網路，經過 72,000 個迴圈計算後，SOM 網路即被架構完成。圖 4 為 SOM 網路 12×12 之二維密度圖。由圖 4 可發現，此二維密度圖可被劃分成 6 個區域，亦即全台灣 68 個雨量測站可被分成 6 個群集。圖 5 則為

每個群集之雨量測站位置分佈示意圖。由圖 5 之結果可發現，經由 SOM 網路所得之 6 個群集就地理位置而言均相當集中，沒有相同群集之測站其位置卻過於分散之情形產生。



圖 3 台灣地區 68 個雨量測站分佈示意圖

Fig.3 The locations of 68 rainfall gauges in Taiwan



圖 4 SOM 網路 12×12 之二維密度圖

Fig.4 The density map derived from the SOM of dimensions 12 × 12

5. 測站資料一致性及均一性檢定

區域頻率分析之均一性區域劃分後，接下來的步驟為判斷區域內測站資料是否具有均一性及一致性。表 1 為經由 SOM 網路所得六個群集之不一致估量及異質性估量結果。依據 Hosking and Wallis (1997) 所建議之標準，以不一致估量評估這六個群集。其中，第一群有 9 個測站，其 D 值的標準值為 2.329；第二群有 13 個測站，其 D 值的標準值為 2.869；第三群及第五群皆有 10 個測站，其 D 值的標準值為 2.491；第四群有 15 個測站，其 D 值的標準值為 3；第六群有 11 個測站，其 D 值的標準值為 2.632。由表 1 結果可知，六個群集之 D 值均小於標準值，表示這六個群集內各測站之乾旱資料具有一致性。再者，以異質性估量評估這六個群集，依據 Hosking and Wallis (1997) 所建議之評估標準，發現各群集之 H 值均小於 1，所以表示這些群集之乾旱資料皆具有均一性。

6. 適合度檢定及區域乾旱特性之機率分佈

各群集內所有測站的乾旱資料經上述檢定，均具有一致性及均一性後，本研究再依據 Hosking and Wallis (1997) 所建議之標準，以適合度估量來判定五種機率分佈用於各群集乾旱頻率分析之適用性，六個

群集之適合度估量計算結果整理於表 2。由表 2 之結果可知，在判定標準為 $|Z| \leq 1.64$ 之條件下，各區域能接受的機率分佈不盡相同。就乾旱量而言，第 1 及第 6 群只有 GPA 一種適合的機率分佈；第 2 及第 5 群均適合三種機率分佈 (GEV、LN3 及 PE3)；第 3 群則有 GLO、GEV、LN3 及 PE3 等四種適合之機率分佈；第 4 群則有 GLO 及 GEV 等兩種適合之機率分佈。就乾旱延時而言，第 1 及第 6 群均適合四種機率分佈 (GLO、GEV、LN3 及 PE3)；第 2 群只有 GPA 一種適合的機率分佈；第 3 及第 5 群均適合三種機率分佈 (GEV、LN3 及 PE3)；第 4 群則有 GLO、GEV 及 LN3 等三種適合之機率分佈。就乾旱強度而言，第 1 有 GLO、LN3 及 PE3 等三種適合之機率分佈；第 2、3、4 及第 6 群只有 GLO 一種適合的機率分佈；第 5 群則有 GEV、LN3 及 PE3 等三種適合之機率分佈。

表 1 不一致估量及異質性估量測試結果

Table 1 Results of discordancy measures and heterogeneity tests

群集編號	測站數目	乾旱事件數	不一致估量 D	異質性估量 H		
				H_1	H_2	H_3
1	9	342	0.27~1.84	-0.47	-0.83	-0.72
2	13	500	0.23~2.15	0.77	-0.47	-1.21
3	10	398	0.41~1.60	0.63	0.66	0.46
4	15	519	0.11~2.31	-2.59	-0.95	0.72
5	10	397	0.01~2.20	0.65	0.12	0.38
6	11	374	0.27~2.25	0.73	-1.04	-1.05

表 2 六個群集之適合度估量計算結果

Table 2 Results of goodness-of-fit measures for six clusters

群集編號	乾旱特性	Z				
		GLO	GEV	LN3	PE3	GPA
1	乾旱量	0.11	2.30	2.10	2.32	6.65
	乾旱延時	0.33	0.81	0.48	0.49	2.83
	乾旱強度	0.94	1.80	1.32	1.42	7.01
2	乾旱量	2.05	1.42	0.87	1.02	8.09
	乾旱延時	4.65	2.52	2.83	2.72	1.60
	乾旱強度	0.47	2.36	2.62	3.29	6.52
3	乾旱量	1.59	0.99	0.88	1.25	6.26
	乾旱延時	3.14	1.11	1.10	0.71	3.12
	乾旱強度	0.06	1.80	2.06	2.70	5.64
4	乾旱量	0.03	1.10	1.91	3.31	3.99
	乾旱延時	1.37	0.01	0.79	2.16	3.54
	乾旱強度	0.98	3.35	3.31	3.72	8.24
5	乾旱量	2.52	0.89	0.31	0.77	3.00
	乾旱延時	2.63	0.21	0.03	0.26	5.90
	乾旱強度	2.06	0.72	0.47	0.75	6.27
6	乾旱量	0.29	2.81	2.46	2.61	7.71
	乾旱延時	0.12	1.64	1.14	1.15	4.75
	乾旱強度	0.18	1.70	1.86	2.40	5.76

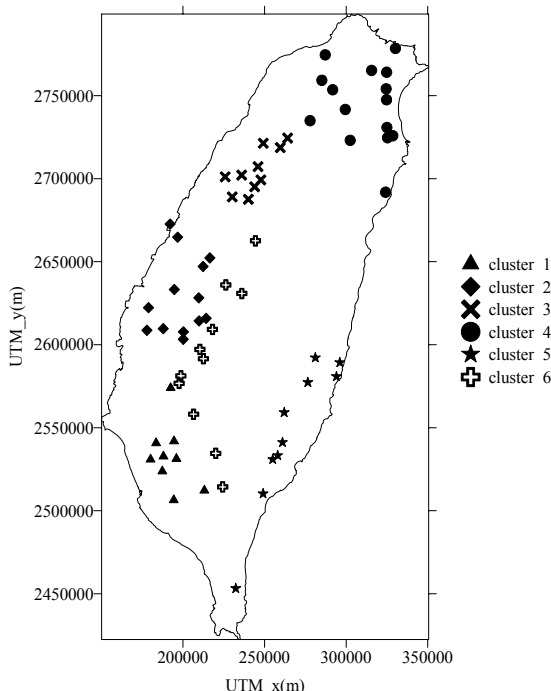


圖 5 六個群集之雨量測站位置分佈示意圖
Fig.5 Location of the sites in the six clusters

決定各群集所適合的機率分佈後，本研究選擇符合 $|Z| \leq 1.64$ ，且 $|Z|$ 取值最小的機率分佈作為該區域之最佳機率分佈。以乾旱量而言，屬於 GLO 之機率分佈為第 1 群 ($|Z|=0.11$)、第 4 群 ($|Z|=0.03$) 及第 6 群 ($|Z|=0.29$)，共計三個群集；屬於 LN3 之機率分佈為第 2 群 ($|Z|=0.87$) 及第 5 群 ($|Z|=0.31$)；屬於 GEV 之機率分佈為第 3 群 ($|Z|=0.99$)，共計一個群集。以乾旱延時而言，屬於 GLO 之機率分佈為第 1 群 ($|Z|=0.33$) 及第 6 群 ($|Z|=0.12$)，共計兩個群集；屬於 GPA 之機率分佈為第 2 群 ($|Z|=1.60$)，共計一個區域；屬於 PE3 之機率分佈為第 3 群 ($|Z|=0.71$)，共計一個群集；屬於 GEV

之機率分佈為第 4 群 ($|Z|=0.01$)，共計一個群集；屬於 LN3 之機率分佈為第 5 群 ($|Z|=0.03$)，共計一個群集。以乾旱強度而言，屬於 GLO 之機率分佈分別為第 1 群 ($|Z|=0.94$)、第 2 群 ($|Z|=0.47$)、第 3 群 ($|Z|=0.06$)、第 4 群 ($|Z|=0.98$) 及第 6 群 ($|Z|=0.18$)，共計五個群集；屬於 LN3 之機率分佈為第 5 群 ($|Z|=0.47$)，共計一個群集。經由上述結果決定各群集的最佳機率分佈後，本研究再分別計算出各自最佳機率分佈之參數，所有群集依據其乾旱特性所選用的機率分佈種類及其機率分佈式，分別整理如表 3 所示。

表 3 六個群集所選用的機率分佈種類及機率分佈式

Table 3 Chosen distribution type and function for six clusters

群集編號	乾旱特性	機率分佈種類	機率分佈式
1	乾旱量	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.4188x + 0.5971)^{-10.2041}}$
	乾旱強度	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.2759x + 0.7294)^{-17.8571}}$
	乾旱延時	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (1.0946 - 0.0941x)^{-52.6316}}$
2	乾旱量	LN3	$F(x) = \varphi(2.8065 - 7.6336 \ln x)$
	乾旱強度	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.8302x + 0.2229)^{-5.6818}}$
	乾旱延時	GPA	$F(x) = 1 - (0.6877 + 0.7349x)^{1.3661}$
3	乾旱量	LN3	$F(x) = \varphi(1.5841 - 4.1841 \ln x)$
	乾旱強度	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.7585x + 0.2961)^{-5.5866}}$
	乾旱延時	PE3	$F(x) = G(6.0668x - 0.0595, 6.0073)$
4	乾旱量	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.8477x + 0.3108)^{-3.3898}}$
	乾旱強度	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.4568x + 0.5701)^{-7.8740}}$
	乾旱延時	GEV	$F(x) = e^{(0.4665x - 0.6810) - 6.8966}$
5	乾旱量	LN3	$F(x) = \varphi(0.7708 - 2.1142 \ln x)$
	乾旱強度	LN3	$F(x) = \varphi(1.7798 - 5.0251 \ln x)$
	乾旱延時	LN3	$F(x) = \varphi(1.6920 - 4.9020 \ln x)$
6	乾旱量	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.3731x + 0.6362)^{-13.3333}}$
	乾旱強度	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (0.8696x + 0.1739)^{-6.2500}}$
	乾旱延時	GLO	$F(x) = \frac{1}{1 + (1.0919 - 0.0914x)^{58.8235}}$

7. 區域乾旱頻率分析

關於這六個群集在重現期距分別為 5、10、20、50 及 100 年之乾旱量估計值,經由計算後結果整理於表 4,另外並繪製不同重現期距下之乾旱量於圖 6。由表 4 及圖 6 之結果可知,台灣地區乾旱量最大值發生在第 4

群,該群集位於台灣北部地區,乾旱量次大值發生在第 5 群(台灣東部地區),乾旱量最小值則發生在第 2 群,該群集位於台灣中部地區。此外,由圖 6 之結果可發現,台灣西部地區(第 1、2、3 及 6 群)之乾旱量不論在何種重現期距下皆相當接近,並無明顯之差異。

表 4 六個群集不同重現期距之乾旱量

Table 4 Drought magnitudes with different return periods for six clusters

群集編號	重現期距 (年)				
	5	10	20	50	100
1	2.32	2.72	3.12	3.67	4.11
2	2.18	2.51	2.79	3.13	3.37
3	2.27	2.68	3.06	3.52	3.85
4	2.27	3.04	3.94	5.40	6.78
5	2.40	3.03	3.65	4.50	5.16
6	2.27	2.61	2.93	3.37	3.72

表 5 六個群集不同重現期距之乾旱延時

Table 5 Drought durations with different return periods for six clusters

群集編號	重現期距 (年)				
	5	10	20	50	100
1	2.57	2.88	3.17	3.53	3.79
2	2.44	2.74	2.92	3.05	3.11
3	2.44	2.86	3.23	3.70	4.03
4	2.89	3.62	4.40	5.54	6.50
5	2.80	3.25	3.66	4.15	4.50
6	2.37	2.64	2.89	3.21	3.43

表 6 各群集不同重現期距之乾旱強度

Table 6 Drought intensities with different return periods for each cluster

群集編號	重現期距 (年)				
	5	10	20	50	100
1	1.12	1.28	1.44	1.64	1.80
2	1.08	1.28	1.49	1.80	2.07
3	1.22	1.46	1.72	2.11	2.44
4	0.99	1.20	1.41	1.70	1.95
5	1.10	1.27	1.43	1.63	1.76
6	1.14	1.33	1.52	1.80	2.03

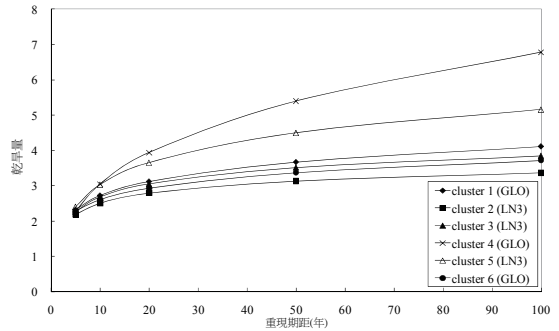


圖 6 六個群集重現期距與乾旱量之關係圖

Fig.6 The drought magnitudes versus the return periods for six clusters

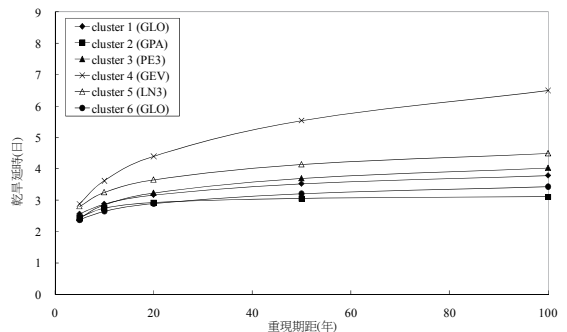


圖 7 六個群集重現期距與乾旱延時之關係圖

Fig.7 The drought durations versus the return periods for six clusters

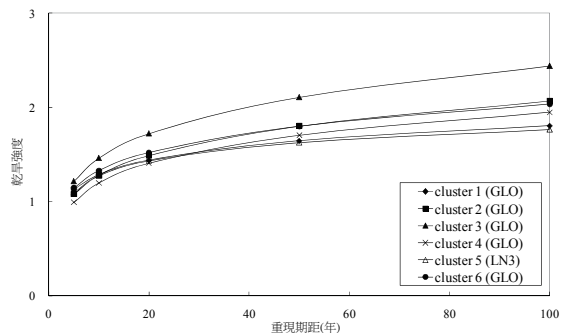


圖 8 六個群集重現期距與乾旱強度之關係圖

Fig.8 The drought intensities versus the return periods for six clusters

各群集在重現期距分別為 5、10、20、50 及 100 年之乾旱延時估計值，則整理於表 5，並繪製不同重現期距下之乾旱量於圖 7。由表 5 及圖 7 之結果可知，台灣地區乾旱延時最大值發生在台灣北部地區（第 4 群），且其數值與其他五個群集差異甚大。至於乾旱延時次大值則發生在第 5 群（台灣東部地區），此結果與乾旱量之頻率分析結果完全相同。至於乾旱延時最小值則發生在第 6 群集，亦即台灣中央山脈左側地區。

各群集在重現期距分別為 5、10、20、50 及 100 年之乾旱強度估計值，則整理於表六，並繪製不同重現期距下之乾旱強度於圖 8。由表 6 及圖 8 之結果可知，台灣地區乾旱強度最大值發生在第 3 群，亦即台灣西北部地區，乾旱強度次大值則發生在第 2 群（台灣中部地區），乾旱強度最小值則發生在第 5 群集，亦即台灣東部地區。乾旱強度是由乾旱量除以乾旱延時所求得的，但在計算不同重現期距之乾旱強度時，發現當乾旱量及乾旱延時之最大值均為第 4 群（台灣北部地區）時，其乾旱強度並非最大值。

本研究以乾旱量、乾旱延時及乾旱強度作為乾旱事件之特性，綜合比較圖 6、圖 7 及圖 8 之結果發現，台灣地區之乾旱量及乾旱延時這兩個特性約略呈現正比關係，亦即當乾旱延時越長時，乾旱量有越大之趨勢。然而，在乾旱強度之表現上，反而與乾旱量及乾旱延時無直接關聯性。

四、結論與建議

1. 結論

- (1) 由於台灣地區降雨量於豐、枯水期極為顯著，若時間尺度取得過大（例如：6 月），則較無意義；若考慮一個月之時間尺度（SPI1），則由於乾旱發生與影響時間大多高於一個月，會造成 SPI 值會有震盪過大之現象。基於上述原因，本研究採用連續三個月之降雨量（SPI3）分析台灣地區之乾旱情況。
- (2) 就區域乾旱頻率分析而言，由 SOM 網路所得 12×12 之二維密度圖可知，全台 68 個雨量測站可分成六個群集，這些群集由地圖上可知其在地理位置分佈上具有群聚性。
- (3) 經由線性動差之不一致估量及異質性估量結果可知，本研究所劃分之全台灣六個群集均通過檢定，亦即代表這些群集之乾旱資料具有一致性及均一性。

- (4) 就乾旱量而言，台灣地區分別各有三個區域屬於 GLO 分佈及 LN3 分佈。就乾旱延時而言，有兩個群集屬於 GLO 分佈，其他分別各只有一個群集為 GPA 分佈、PE3 分佈、GEV 分佈及 LN3 分佈。就乾旱強度而言，有五個群集屬於 GLO 分佈，只有一個群集為 LN3 分佈。上述結果可提供未來台灣地區水利設施規劃建設時之參考。
- (5) 由區域頻率分析之結果可發現，台灣地區乾旱量最大值發生在北部地區，最小值則發生在台灣中部地區；台灣地區乾旱延時最大值發生在北部地區；最小值則發生在台灣中部地區；台灣地區乾旱強度最大值發生在西北部地區；最小值則發生在台灣東部地區。
- (6) 在計算乾旱強度時是由乾旱量除以乾旱延時所求得的，但在計算不同重現期距之乾旱強度時，發現當乾旱量及乾旱延時之最大值均為第 4 群（台灣北部地區）時，其乾旱強度並非為最大值。
- (7) 整體而言，當乾旱延時越長時，乾旱量有增大之趨勢，亦即乾旱量與乾旱延時約略具有正比之關係。在乾旱強度之表現上，則與乾旱量及乾旱延時的大小無直接關聯性。

2. 建議

- (1) 本研究採用連續三個月之降雨量（SPI3）計算以分析乾旱之情況，若應用在乾旱監測，較無法即時反應短期降雨，建議用於監測之 SPI 應縮短演算時距，較能反應短期之降雨變化。
- (2) 本研究只針對各群集內測站之乾旱資料進行頻率分析，在空間上僅能將其視為點的資料型態。然而大多之水文分析所考量的多是一些乾旱、乾旱涵蓋面積以及乾旱延時之間的關係，所以必須要有可以代表區域特性的資料才行，基於上述原因，建議日後可以利用 SPI 分析乾旱之時間及空間特性後，建立乾旱強度-面積-頻率曲線，藉以了解台灣地區乾旱在時間及空間上的關係。
- (3) 當一未設雨量測站之地點欲推估其乾旱量及乾旱延時，由於無法獲得該地點之雨量資料，因此如何推估未設測站地點之乾旱特性便成為一個相當棘手的問題。建議日後可利用空間推估的方法建立區域內乾旱特性之空間關係，藉以推估未設測站地點之乾旱量、乾旱強度及乾旱延時。

參考文獻

1. 宋嘉文 (2003), 「氣候變遷對台灣西半部地區降雨及乾旱影響之研究」, 國立成功大學水利及海洋工程研究所碩士論文。(Sung, C.W. (2003). *A Study of Impacts of Climate Change on Precipitation and Drought in Western Taiwan*, Master thesis, National Cheng Kung University, Taiwan, ROC. (in Chinese))
2. 蕭政宗、楊志傑 (2006), 「台灣地區之區域乾旱頻率分析」, 農業工程學報, 52(2), 83-101。(Shiau J.T., and Yang, C.C. (2006). "Regional Drought Frequency Analysis in Taiwan." *Journal of Chinese Agricultural Engineering*, 52(2), 83-101. (in Chinese))
3. 蕭政宗、黃亮芸 (2007), 「利用區域化法推估台灣地區未設站地點年最大一日雨量之頻率」, 農業工程學報, 53(2), 77-94。(Shiau J.T., and Huang, L.Y. (2007). "Frequency Analysis of Annual Maximum 1-Day Rainfall for Ungauged Sites in Taiwan Using Regionalization Approach." *Journal of Chinese Agricultural Engineering*, 53(2), 77-94. (in Chinese))
4. Abida, H., and Ellouze, M. (2008). "Probability distribution of flood flows in Tunisia." *Hydrology and Earth System Sciences*, 12(3), 703-714.
5. Chang, F.J., Chang, L.C., Kao, H.S., and Wu, G.R. (2010). "Assessing the effort of meteorological variables for evaporation estimation by Self-Organizing Map Neural Network." *Journal of Hydrology*, 384, 118-129.
6. Dalrymple, T. (1960). "Flood Frequency Analyses, U.S." Geological Survey Water Supply Paper, 1543-A.
7. 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.
8. Hosking, J.R.M., and Wallis, J.R. (1997). "Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-moments." Cambridge University Press, New York.
9. Jain, A., and Srinivasulu, S. (2006). "Integrated approach to model decomposed flow hydrograph using artificial neural network and conceptual techniques." *Journal of Hydrology*, 317(3-4), 291-306.
10. Kalteh, A.M., and Berndtsson, R. (2007). "Interpolating monthly precipitation by self-organizing map(SOM) and multilayer perceptron(MLP)." *Hydrological Sciences Journal - Journal Des Sciences Hydrologiques*, 52(2), 305-317.
11. Keyantash, J., and Dracup, J.A. (2002). "The quantification of drought: An evaluation of drought indices." *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 83(8), 1167-1180.
12. Kohonen, T. (1982). "Self-Organizing Formation of Topologically Correct Feature Maps." *Biological Cybernetics*, 43(1), 59-69.
13. 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.
14. Lin, G.F., and Chen, L. H. (2006). "Identification of homogeneous regions for regional frequency analysis using the self-organizing map." *Journal of Hydrology*, 324(1-4), 1-9.
15. Lin, G.F., and Wu, M.C. (2007). "A SOM-based approach to estimating design hyetographs of ungauged sites." *Journal of Hydrology*, 339(3-4), 216-226.
16. McKee, T.B., Doesken, N.J., and Kleist, J. (1993). "The relationship of drought frequency and duration to time scales. Preprints." *8th Conference on Applied Climatology*, January 17-22, Anaheim, California, 179-184.
17. Rouault, M., and Richard, Y. (2003). "Intensity and Spatial Extension of Drought in South Africa at Different Time Scales." *Water SA*, October, 29(4), 489-500.
18. Tsakiris, G., and Vangelis, H. (2004). "Towards a Drought Watch System based on Spatial SPI." *Water Resources Management*, 18, 1-12.

2011年01月11日 收稿

2011年09月09日 修正

2011年09月16日 接受

(本文開放討論至 2012年9月30日)