

台灣地區區域性設計雨型建立之研究

陳儒賢* 許臣王

摘要 本文之主要目的在於建立台灣地區之區域性設計雨型，以便利施工地點設計雨型之決定。首先，針對全台灣 174 個雨量測站之單站設計雨型進行主成分分析，總共擷取累積解釋百分比達 90% 以上之五個主要成分，再加上雨量測站之三項地文因子作為自組織映射圖（self-organizing map, SOM）網路之輸入項。由 SOM 網路之二維密度圖可知，174 個雨量測站可分為 19 個群集，亦即可將台灣地區劃分成 19 個均一性區域。最後，根據分群結果劃定設計雨型之均一性區域，再經由主成分反轉求得代表該區域之區域性設計雨型。各區域所求得之設計雨型經比較後發現，其在尖峰降雨時間及尖峰降雨量的表現上有顯著差異。再者，本研究所建立之區域性設計雨型，工程使用時可依其施工地點查詢均一性區域圖，即可得知所隸屬區域之區域性設計雨型，使用上相當便利。

關鍵詞：區域性設計雨型，自組織映射圖，主成分分析。

Study on the Establishment of Regional Design Hyetographs in Taiwan

Lu-Hsien Chen* Chen-Wang Hsu

ABSTRACT The purpose of this study is to establish regional design hyetographs in Taiwan for facilitating the determination of design hyetographs. First, the design hyetographs at 174 gauges in Taiwan are analyzed using principal components analysis. It is found the first five principal components explain over 90% of the information. Based on the transformed data resulting from PCA and the three geographic characters of the gauges, a self-organizing map (SOM) is used to group the rain gauges into specific clusters. According to the two-dimensional density map, one can find the rain gauges can be grouped into 19 clusters. Finally, the areas for these 19 clusters of design hyetographs are delineated for Taiwan. Then the regional design hyetographs are proposed. The results show the peak time and peak rainfalls of the regional design hyetographs for the 19 clusters greatly differ. Moreover, it is convenient that the regional design hyetographs can be obtained by reading the homogeneous regions map.

Key Words: regional design hyetograph, self-organizing map, principal components analysis.

一、前言

在水資源相關規劃與設計上，當水文模式需要推

估流量歷線時，會以該地區之降雨特性作為該模式之輸入資料，建立物理或經驗數學式，用以計算流量特性作為水工構造物設計之憑據。降雨特性通常需要該

地區自記雨量站之雨量紀錄，然而大多數上游集水區位處偏遠山區，交通相當不便，造成雨量測站設置不易，因此無法獲得降雨資料，只好以鄰近地區之雨量測站紀錄，建立降雨特性或設計雨型，以供該地區推估流量歷線之用。因此如何建立區域性設計雨型，成為現今待解決之問題。

有關設計雨型的研究，最早由 Keifer and Chu (1957) 將平均降雨強度公式及尖峰降雨參數應用於芝加哥排水系統的設計（故又稱為 Chicago Method），使用降雨強度公式推估設計雨型，稱為降雨強度法（Keifer and Chu Method）。Huff (1967) 分析美國伊利諾州，先針對降雨型態分類，根據無因次雨型尖峰降雨時間將降雨延時區分為五等份，用以探討雨型之特性，根據其結果顯示，長延時暴雨之尖峰降雨主要集中在第四分點（即無因次總降雨時間之 80%）處。Eagleson (1970) 研究指出在特定降雨類型與降雨事件尺度條件下，其無因次化後的事件在時間上有類似的分佈。Bandyopadhyay (1972) 使用與 Keifer and Chu (1957) 相同之方法，僅將降雨強度公式之型式替換為 Horner 公式，分析印度 Gauhati 之降雨資料。Pilgrim and Cordery (1975) 提出級序平均法，將無因次化雨分為多個時段，經由排序後，由各時刻級序之平均來建立雨型，稱為級序平均法（Pilgrim & Cordery Method）。Bras and Rodriguez-Iturbe (1976) 與 Woolhiser and Osborn (1985) 亦採用無因次化雨型的觀念探討降雨量在時間上的分佈。Yen and Chow (1980) 提出三角形法，分析 9000 場降雨資料，推求各場降雨之重心時間，加以無因次化並平均之，以此計算雨型尖峰前後之直線公式，即得三角形法雨型。其他學者的研究有 Wenzel (1982) 提出組合法（Composite Method）。Rao (1988) 利用平衡暴雨（balanced storm）之概念，配合 IDF 曲線建構地域性之雨型。Koutsoyiannis and Foufoula-Georgiou (1993) 提出以序率方法建立暴雨雨型。關於國內雨型之相關研究，余濬 (1988) 針對國外常用的設計雨型進行討論，提出對數三角形設計法雨型。葉弘德、韓洪元 (1990) 以無因次尖峰對齊法，用以建立台北地區之短延時設計暴雨雨型。林國峰等 (1991, 1992, 1993, 1994) 利用組合法、平均法、級序平均法、三角形法、移動平均法、對數常態機率分佈法、常態機率分佈法及二次多項式機率分佈法等雨型設計，探討研究區域之設計雨型，並採用降雨重心誤差、尖峰降雨誤差與

尖峰時間誤差等統計參數進行設計雨型之評估。鄭克聲等 (1999)，以隨機碎片特性與高斯馬可夫歷程，建立設計暴雨之無因次雨型，稱為 SSGM (Simple Scaling Gauss-Markov) 雨型。

在設計雨型的研究上，關於單站的雨型建立已有相當完整之研究，但是關於區域性雨型之研究則相對少很多。傳統上，多會採用群集分析方法在區域雨型的分類上。高士傑 (2001) 針對全台灣各雨量測站之 SSGM 設計雨型，以主成分分析（principal component analysis）找出主成分因子，再針對主成分因子分別以華德法（Ward's method）、K 均值法（K-means method）和模糊群集法進行分類，並比較三法之適用性，研究結果發現尖峰降雨時序是影響分類結果最大之因素。黃彥豪 (2003) 則利用自組織映射圖（self-organizing map, SOM）網路、K 均值法和華德法，分別針對台灣北、中、南、東四區建立區域性設計雨型，結果顯示 SOM 網路的優異性。Lin *et al.* (2006) 利用主成分分析及 K 均值法，針對台灣中部地區建立區域性的無因次設計雨型。Lin and Wu (2007) 以 SOM 網路為基礎之群集分析方法與未設站點指配方法（assigning method），應用於北臺灣推估未設測站處之設計雨型，結果顯示此方法可以提供合理的推估結果。

群集分析是根據資料特性進行分群的邏輯程序，針對指定資料之特性，將欲進行分類資料依此特性劃分為數個群集，使每一個群集中具有高度之均一性（homogeneity），異同群集具有明顯的異質性（heterogeneity）。傳統群集分析方法又可分为階層式（hierarchical）與非階層式（non-hierarchical）兩種。階層式群集分析方法是依據分析後，針對其所得到的樹狀圖進行分群，至於分成幾群端視研究者的需求及經驗決定群集組數，例如：華德法。非階層式群集分析法則必需在進行分析前就決定群集數，可是不同的群集數卻常會導致不同之分群結果，例如：K 均值法。關於區域雨型之劃分，如何確保群集間之相關性及決定適當的群集數目，對於判定資料上極為重要，SOM 網路可將高維度的資料映射至低維度的圖形中，並保存資料原本的拓樸結構及顯現資料內在的統計特徵，因此本研究嘗試利用 SOM 網路來進行區域雨型的分類及建立。有鑑於先前研究所選取之地區，多是針對台灣某一特定分區進行分析（高士傑, 2001；黃彥豪, 2003；Lin *et al.*, 2006），本研究將針對全台灣地區之雨量測站作一完整之分析。此外，為了消

除變數間之相關性，並降低原始變數維度以達精簡資料的目的，本研究將先對原始資料進行主成分分析。最後，再針對各分群之區域性設計雨型特性作分析比較。

二、設計雨型主成分分析

1. 主成分分析理論

關於主成分分析之理論及步驟，詳述如下：

- (1) 觀測向量 X 具有 P 個變數， N 項觀測資料，矩陣可表示為：

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{p1} & x_{p2} & \cdots & x_{pn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{bmatrix} \quad (1)$$

其中， x_{ij} 代表第 i 變數第 j 觀測資料， $i=1, 2, \dots, n$ ， $j=1, 2, \dots, p$ 。

- (2) 變數之平均值向量可表示為：

$$\mu_X^t = [E(X_1) \quad E(X_2) \quad \cdots \quad E(X_p)] \quad (2)$$

- (3) X 不同變數間之協變異數向量為 Σ ，其為一對稱矩陣：

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_1, X_2) & \cdots & \text{Cov}(X_1, X_p) \\ \text{Cov}(X_2, X_1) & \text{Var}(X_2) & \cdots & \text{Cov}(X_2, X_p) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(X_p, X_1) & \text{Cov}(X_p, X_2) & \cdots & \text{Var}(X_p) \end{bmatrix} \quad (3)$$

可對 Σ 進行正交分解為：

$$\Sigma = C^t \Lambda C \quad (4)$$

其中， Λ 為對角矩陣 (diagonal matrix)，其對角線上之元素為 Σ 之特徵值 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$ 。 C 為 $P \times P$ 維正交矩陣，且滿足 $C \cdot C^t = I$ ，其第 j 行即為相對於 λ_j 特徵值之特徵向量。

- (4) 轉軸後之主成分向量 Y 與原始向量 X 間存在著線性轉換關係：

$$Y = C \cdot X \quad (5)$$

關於主成分數目之選擇，目前並無一定指標，大多以下列判別方式進行選取：

- (1) 若前 P 個最大特徵值之主成分變異數總和 (累積解釋百分比) 達全部主成分變異數總和之 80% 或 90% 以上即可選用。
- (2) 經驗法則 (Rule of thumb)：由 Kaiser (1958) 提出，以標準化後之資料矩陣進行分析，保留特徵值大於 1 以上之主成分，小於 1 以下者予以刪除。
- (3) 陡坡測試 (Scree test)：由 Cattell (1966) 提出，將求得之特徵值依次序排列成彎弓型，半底部則近似直線，依尾端趨勢連成一直線，切線部分特徵值之主成分即可選用。
- (4) 若第 i 個主成分特徵值 λ_i 之解釋總變異能力小於 5%，其對整體貢獻較不顯著可予以刪除。

本研究採用若前 P 個最大特徵值之主成分變異數總和 (累積解釋百分比) 達全部主成分變異數總和之 80% 以上即可選用。

2. 分析結果

本研究將各雨量測站之 SSGM 雨型 X_1, X_2, \dots, X_{24} ，視為一具有 24 個變量之觀測值。總計 174 筆觀測值，統計各變量間之協變異矩陣 Σ 。用協變異矩陣以進行主成分分析，可得到主成分轉換矩陣 $C_{p \times p}$ ，再代入(4)式便可得到主成分變數 Y_1, Y_2, \dots, Y_{24} ，同時也可得到主成分變數之變異數 (特徵值) $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{24}$ ，針對全台灣 174 個雨量測站之 SSGM 設計雨型進行主成分分析，可將各站之雨型視為一具有 24 個變數的觀測值，主成分分析所得之解釋百分比以及累積解釋百分比整理如表 1 所示。從表 1 可知，主成分選取是以變異特性為 90% 以上之 5 個主要成分，因此本研究擷取 5 個主要成分再加上 3 個雨量測站之地文因子 (雨量測站之 UTM 座標與高度)，共計 8 個因子作為 SOM 網路之輸入項。

三、設計雨型群集分析

1. SOM 群集分析理論

SOM 網路在類神經網路領域中是一種知名的網路模型，其網路架構如圖 1 所示。SOM 網路屬於非監督式學習 (unsupervised learning) 網路，其網路可經由競爭式學習法架構。SOM 網路的學習過程包含競爭程序 (competitive process)、合作程序 (cooperative process) 以及調整程序 (adaptive process) 等三個重要的程序，其演算過程敘述如下：

(1) 若原始資料空間有 p 個樣本輸入向量，而每個輸入向量維 m 維度，因此第 p 個樣本向量如下所示：

$$x_p = [x_{p,1}, x_{p,2}, x_{p,3}, \dots, x_{p,m}]^T \quad (6)$$

表 1 單站設計雨型主成分分析結果

Table 1 Results of PCA on single-station design hyetographs

主成分序	解釋百分比%	累積解釋百分比%
1	52.53	52.53
2	20.07	72.60
3	7.46	80.06
4	5.78	85.84
5	4.39	90.23
6	2.43	92.66
7	1.81	94.47
8	1.54	96.01
9	1.03	97.04
10	0.76	97.80
11	0.49	98.29
12	0.41	98.70
13	0.29	98.99
14	0.19	99.18
15	0.17	99.35
16	0.15	99.50
17	0.13	99.63
18	0.10	99.73
19	0.09	99.82
20	0.06	99.88
21	0.05	99.93
22	0.05	99.98
23	0.02	100.00
24	0.00	100.00

網路之神經元權重向量將會有相同之維度 m ，第 j 個神經元之權重向量表示如下：

$$w_j = [w_{j,1}, w_{j,2}, w_{j,3}, \dots, w_{j,m}]^T \quad j=1, 2, 3, \dots, l \quad (7)$$

(2) 因為輸入變數之間尺度不一致，因此輸入變數需要先經過標準化消除變數間對分群時不同之權重關係。第 p 個樣本標準化計算如下：

$$x'_p = \frac{x_p - \bar{x}_p}{s_p} \quad (8)$$

其中， \bar{x}_p 、 s_p 分別為第 p 個樣本之平均值及標準偏差。

(3) 設定循環次數 n 、學習速率 η 及鄰近區域函數 $h_{j,i(x)}$ 。其中，學習速率是優勝單元權重向量之加權值。

(4) 初始神經元權重向量 $w_j(0)$ 以隨機選取，因此所

有神經元初始權重向量均不相同。

(5) 循序從輸入樣本空間選取樣本向量 x_p ，並計算輸入向量 x_p 與權重向量 w_j 之歐式距離 $d_{p,j}$ ：

$$d_{p,j} = \left[\sum_{i=1}^m (x_{p,i} - w_{j,i})^2 \right]^{1/2} \quad (9)$$

其中， $x_{p,i}$ 為輸入向量 x_p 第 i 個分量； $w_{j,i}$ 為權重向量 w_j 第 i 個分量。

(6) 找出歐式距離最小之神經元權重向量，則此神經元即是優勝單元，調整優勝單元和以其為中心鄰近區域內之權重向量：

$$w_j(n+1) = w_j(n) + \eta(n) h_{j,i(x)}(n) (x(n) - w_j(n)) \quad (10)$$

其中， $w_j(n+1)$ 為經調整後神經元 j 新的權重向量；

$h_{j,i(x)}(n)$ 為鄰近區域函數； $\eta(n)$ 為學習速率。

(7) 重複步驟 3 至 6，當所有之輸入向量均與權重向量比較過，即完成一次循環。直至完成所有循環次數。

(8) 輸入向量中所有樣本將分別映射至特徵圖上之網格點。在特徵圖中，一個輸入樣式只會擁有唯一的映像，但是一個映像卻可以同時是其他很多不同輸入樣式的映像。

(9) 計算每個映像所對應的輸入樣式數目並將其填入該網格中即可得到密度圖 (density map)，從中可以得知輸入樣式在密度圖散佈的情形。輸入樣式之間若具有相似的特性，其會有坐落在密度圖同一區域的傾向；而輸入樣式之間的差異較大時，其在密度圖上的位置則會較為分散。換句話說，當輸入樣式之間確實存在某些群集的情況時，其群集的情形會顯示在密度圖。此性質可被應用在高維度資料之群集分析上。

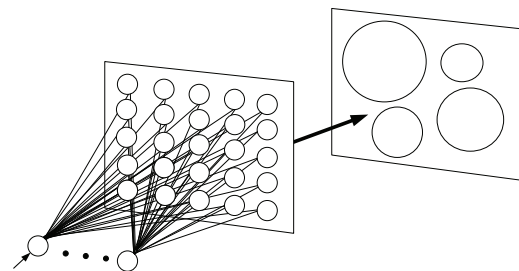


圖 1 SOM 網路架構圖

Fig.1 Architecture of the self-organizing map network

2. 分析結果

將 2.2 節所得之 8 個輸入因子，利用 SOM 網路依據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，通常一開始會先嘗試使用較小尺度之網路架構，若其二維映射圖可明確分出群集即接受其分群結果；否則就應再嘗試較大尺度之網路進行群集分析，直到產生可明確分群之結果為止。本研究根據上述方法找出分類邊界最為清楚之網路，經過 112,500 個迴圈計算後，SOM 網路即被架構完成。圖 2 為一 15×15 之密度圖。由圖 2 可知，此密度圖可被分成 19 個區域，亦即全台灣 174 個雨量測站可被分成 19 個群集。圖 3 則為每個群集之雨量測站位置分佈示意圖。由圖 3 可發現，這 19 個群集就地理分佈位置而言均相當集中，沒有屬於相同群集之雨量測站，但其位置卻過於分散之情形產生。

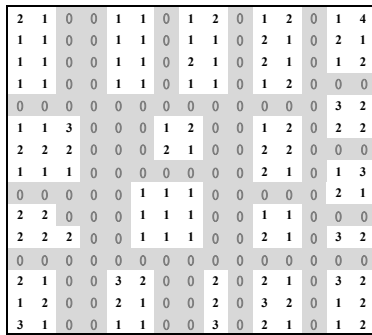


圖 2 15×15 之 SOM 密度圖

Fig.2 The density map derived from the SOM of dimensions 15 × 15

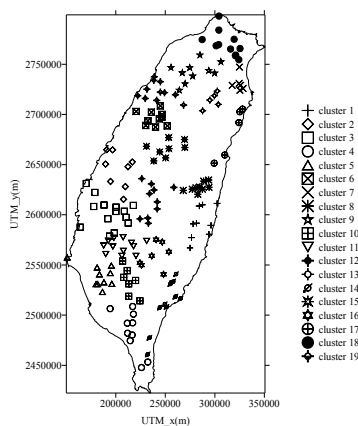


圖 3 每個群集雨量測站位置分佈示意圖

Fig.3 Location of the sites in each cluster

四、區域性雨型之建立

1. 設計雨型均一區之劃分

本研究所採用均一性區域劃分之方法及步驟敘述如后：將欲分析之區域先劃分為 v 個網格點，其座標分別為 $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_v, y_v)$ ，若區域內之雨量測站可分為 u 個群集，則空間中任一網格點必屬於其中一個群集。任意網格點 (x, y) 屬於第 j 群的機率值 $P_j(x, y)$ 可以下式表示：

$$P_j(x, y) = \sum_{i=1}^u \alpha_i f_i \quad (11)$$

其中， α_i 為機率權重值； f_i 代表第 i 個已知網格點是否屬於第 a 群之隸屬度，1 代表隸屬，0 代表不隸屬。機率權重值 α_i 可由下式求得：

$$\alpha_i = \frac{\sum_{i=1}^u d_i^2}{d_i^2} \quad (12)$$

其中， d_i 為網格點間之歐氏距離。當網格點 (x, y) 隸屬於 u 個群集之機率計算完畢後，若 P_a 為所有機率中最大者，則定義該網格點隸屬於第 a 群。

在進行均一性區域劃分時，可先將區域劃分成數個網格點，再經由上述步驟推求出各個網格點所隸屬之群集，即可劃分出所有均一性區域。關於均一性區域圖之繪製，本研究先將全台灣地區以 500m×500m 為一單位劃分網格點，再利用(11)式，分別計算每一個網格點隸屬於各群集之機率值，便可劃分出全台灣地區 19 個均一性區域之邊界，圖 4 為各群集之均一性區域示意圖。當均一性區域圖完成後，使用者根據施工地點位於哪個區域可得知其隸屬於哪個群集，再以該區域之區域性設計雨型作為該地點之設計雨型即可，使用上相當便利。

2. 區域性設計雨型之建立

在均一性區域劃分後，接下來需將同類型各測站雨型進一步結合為區域性雨型。其區域性設計雨型建立之方法敘述如下：

若經由主成分分析後，篩選所得之主要成分數目為 p ，今有歸類為同一群之 n 個主成分 $\{y_{11}, y_{21}, \dots, y_{p1}\}, \{y_{12}, y_{22}, \dots, y_{p2}\}, \dots, \{y_{1n}, y_{2n}, \dots, y_{pn}\}$ ，以平均的方式產生其代表之主成分：

$$\bar{y}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_{ij} \dots i = 1, 2, \dots, p \quad (13)$$

再以 Y 表示此代表之主成分矩陣， X 表示所欲求得之區域性雨型，針對(4)式做反轉換：

$$\bar{X} = C^{-1} \cdot \bar{Y} \tag{14}$$

由上式即可得到同一區域內各設計雨型之代表性區域性設計雨型，圖 5 為台灣地區 19 群集之區域性設計雨型。由圖 5 可知，各分群之區域性設計雨型不論在尖峰降雨時間及尖峰降雨量上，均有不同之表現。

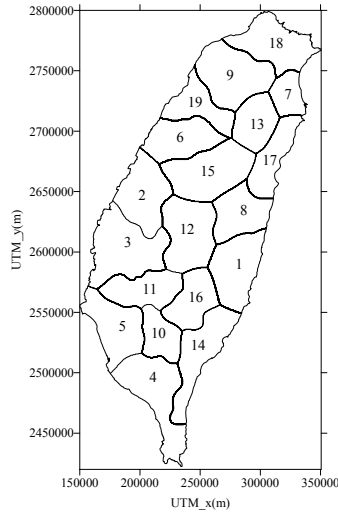


圖 4 台灣地區 19 個均一性區域示意圖
Fig.4 The 19 homogeneous regions obtained by the SOM in Taiwan

爲了進一步了解各均一性區域間設計雨型之差異性，本研究將各均一性區域之區域設計雨型尖峰降雨時間及尖峰降雨量整理於表 2。由表 2 可知各均一性區域的尖峰降雨時間集中在第 12 至第 15 時序，而尖峰降雨量則分佈在 9.65%至 13.21%之間。由表 2 之結果亦可發現，雖然有些均一性區域的尖峰降雨時間及尖峰降雨量相近，但就地理位置而言卻距離甚遠。以第 8 區及第 9 區爲例，第 8 區位於台灣東部；第 9 區則位於台灣北部，兩者地理位置上相差甚遠，但兩者區域設計雨型之尖峰降雨時間相同，而尖峰降雨量則差異甚少。另一方面，若針對第 9 區相鄰之區域設計雨型觀察，可發現其區域設計雨型有明顯之差異。以第 9 區爲例，其相鄰之區域分別爲第 7、13、18 及 19 區。由表 2 可知，第 9 區之區域設計雨型尖峰降雨時間及尖峰降雨量分別爲 14 及 10.48%，第 7、18 及 19 區之區域設計雨型尖峰降雨時間則分別爲 12 或

13，明顯與第 9 區不同。至於第 13 區雖然尖峰降雨時間與第 9 區相同（均爲 14），但在尖峰降雨量的表現上，第 13 區爲 12.87%，明顯高於第 9 區的 10.48%。由上述之比較結果可知，本研究提出之區域性設計雨型建立的方法可明顯區分出各區域設計雨型之差異性。

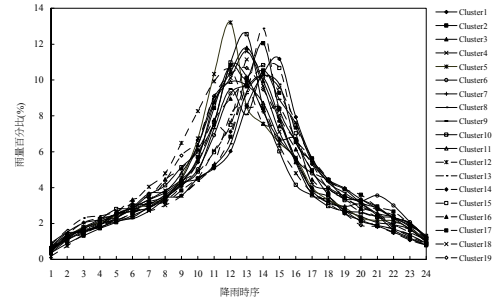


圖 5 台灣地區各均一性區域之區域性設計雨型
Fig.5 The regional design hyetographs for each homogeneous regions in Taiwan

表 2 各均一性區域之區域設計雨型尖峰降雨時間及尖峰降雨量

Table 2 The times to peak and peak values of regional design hyetographs for each homogeneous region

均一性區域編號	尖峰降雨時間 (dimensionless)	尖峰降雨量(%)
1	15	11.18
2	14	12.05
3	13	11.80
4	13	11.60
5	12	13.21
6	14	10.15
7	12	10.80
8	14	10.25
9	14	10.48
10	13	12.56
11	12	9.90
12	12	10.57
13	14	12.87
14	13	9.92
15	14	10.83
16	13	9.65
17	14	10.53
18	13	11.15
19	13	10.66

五、結論與建議

本研究針對水利署全台 174 個雨量測站之無因次 SSGM 設計雨型，利用主成分分析及 SOM 網路進行群集分析，以群集分析之結果，將台灣地區劃分為 19 個雨型均一性區域，再分別建立各區域之區域性設計雨型。首先，為了避免有重複資訊被估計，進而增進估計結果之準確性，各測站之單站設計雨型先進行主成分分析，總共擷取五個主要成分，再加上三個雨量測站地文因子（UTM 座標及高度），以作為 SOM 網路群集分析時之輸入變量。由結果得知，群集分析若加入測站之 UTM 座標及高程作為分析變量時，將可增加雨量測站之區域化特性，在分群結果之空間分佈上亦較具群聚性。此外，經由主成分反轉所得之區域性設計雨型，經分析比較後可發現，地理位置相鄰之均一性區域，其在區域設計雨型尖峰降雨時間及尖峰降雨量的表現上，會有明顯的不同，顯示本研究分群結果之重要性。此外，本研究針對台灣整個地區所建立之區域性設計雨型，使用者只需根據施工地點查詢均一性區域圖，即可知道該地點所隸屬之區域，進而可得知該區域之區域性設計雨型，節省推估設計雨型所需運算之時間，在使用上相當省時便利，對於未來水利資源相關工程之規劃與設計將有所助益。

參考文獻

- 余濬（1988），「降雨設計雨型之研究」，台灣大學土木工程研究所碩士論文。
- 林國峰、張守陽（1991），「台灣地區雨型之初步研究」，台大水工試驗所研究報告第 118 號。
- 林國峰、張守陽、林民生（1992），「台灣地區雨型之初步研究」，國立台灣大學水工試驗所研究報告第 118 號。
- 林國峰、張守陽、李汙軍（1993），「台灣地區雨型之研究報告（一）」，國立台灣大學水工試驗所研究報告第 144 號。
- 林國峰、張守陽、李汙軍（1994），「台灣地區雨型之研究報告（二）」，國立台灣大學水工試驗所研究報告第 163 號。
- 黃彥豪（2003），「利用自組織映射圖網路於區域雨型分類之研究」，國立台灣大學土木工程學研究所碩士論文。
- 高士傑（2001），「區域性設計雨型建立方法之研究」，國立台灣大學土木工程學研究所碩士論文。

- 葉弘德、韓洪元（1990），「台北市暴雨雨型之研究」，台灣水利，38(3)：36-49。
- 鄭克聲、許恩菁、葉惠中（1999），「具隨機碎形特性之設計暴雨雨型」，台灣水利，47(3)：43-54。
- Bras, R.L., and I. Rodriguez-Iturbe (1976), "Rainfall generation: a nonstationary time-varying multidimensional model." *Water Resources Research*, 12(3): 450-456.
- Bandyopadhyay, M. (1972), "Synthetic storm pattern and runoff for Gauhati, India." *Journal of the Hydraulic Division, ASCE*, 98: 845-857.
- Cattel, R.B. (1966), "The scree test for the number of factors." *Multivariate Behavioral Research*, 1: 245-276.
- Eagleson, P.S. (1970), *Dynamic Hydrology*. McGraw-Hill.
- Huff, F.A. (1967), "Time distribution of rainfall in heavy storms." *Water Resources Research*, 3(4): 1007-1019.
- Kaiser, H.F. (1958), "The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis." *Psychometrika*, 23: 187-200.
- Keifer, C.J., and H.H. Chu (1957), "Synthetic storm pattern for drainage design. Journal of the Analysis for Northwest Florida, Part I: 24-hour to 10-day Maximum Rainfall Data." Technical Publication SJ 86-3. St. Johns River Water Management District, Palatka, Florida.
- Koutsoyiannis, D., and E. Foufoula-Georgiou (1993), "A scaling model of a storm hyetograph." *Water Resources Research*, 29(7): 2345-2361.
- Lin, G.F., and L.H. Chen (2006), "Identification of homogeneous regions for regional frequency analysis using the self-organizing map." *Journal of Hydrology*, 324(1-4): 1-9.
- Lin, G.F., and M.C. Wu (2007), "A SOM-based Approach to Estimating Design Hyetographs of Ungauged Sites." *Journal of Hydrology*, 339(3-4): 216-226.
- Pilgrim, D.H., and I. Cordery (1975), "Rainfall temporal patterns for design floods." *Journal of the Hydraulics Division, ASCE*, 101(1): 81-95.
- Rao, D.V., and D.A. Clapp (1988) "Rainfall

- Analysis for Northeast Florida, Part I : 24-hour to 10-day Maximum Rainfall Data.” Technical Publication SJ 86-3. St. Johns River Water Management District, Palatka, Florida.
- Woolhiser, D.A., and H.B. Osborn (1985), “A stochastic model of dimensionless thunderstorm rainfall.” *Water Resources Research*, 21(4): 511-522.
- Wenzel, H.G. (1982) “Rainfall for urban stormwater design.” *Water Resources Monograph* 7, AGU, Washington.
- Yen, B.C., and V.T. Chow (1980), “Design hyetographs for small drainage structures.” *Journal of the Hydraulics Division, ASCE*, 106(6): 1055-1076.
-

2010年3月29日 收稿

2010年7月28日 修正

2010年10月22日 接受

(本文開放討論至2011年6月30日)