

關渡濕地底泥理化性狀及植群空間分區之相關性

Physical and Chemical Characteristics of Sediments Related with Plant Spatial Distribution in Kuan-Du Wetlands

大仁技術學院環境工程衛生學系講師

台灣大學農業工程學系教授

廖少威

張文亮

Shao-Wei Liao

Wen-Liang Chang

摘 要

因植物生長受土壤影響深遠，故本研究以關渡自然公園為例，將土壤實驗分析的結果利用主成份因子分析方法以說明顯著的潛在因子，並以地理資訊系統呈現其重要影響因子之空間分佈。結果顯示最重要的土壤潛在因子是「重金屬毒害因子」、「土壤鹽害因子」及「有機質含量因子」等三因子。再則以因子分析算得的因子得點為出發點，應用群集分析方法將採樣區分區，經分析結果可分為四個群集：低莖草澤區、水稻田區、高莖草澤區及逐漸旱生地等四區。以土質作植被分區對照現地調查植被分區，發現相似度很高。這可做為濕地管理之重要參考。

關鍵詞：濕地，因子分析，群集分析，地理資訊系統，底泥。

ABSTRACT

In order to study that plant growth was affected greatly by sedimentation characteristics, Factor Analysis method was used to the data acquired by chemical analysis samples, and the results were displayed by geographic information system. The results also showed that the most important factors among soil properties are heavy metals, salinity and organic matters. Cluster analysis is performed using factor scores computed from those latent factors. Then we classify the Kuan-Du wetland into four distinct regimes: the short marsh, the rice field, the tall marsh, and gradual dry subarea. From the comparison of physical-chemical characteristics in sediments with plant community distribution, we found they are highly similar. This is an important consideration for wetland management.

Keywords: Wetland, Factor analysis, Cluster analysis, Geographic information system, Sediment.

一、前言

土壤環境對濕地生態影響是很重要的一環。濕地之形成著重於土壤的育化過程，由於濕地土壤質地組成的特性，致導水性較差，使得濕地中蓄積的水不會因入滲、滲漏而流失。而不同的土壤質地會營造出不同的棲地型態，進而營造出不同的生物相貌。生物會依其生理特性與構造，選擇合適的地點作為覓食或棲息的場所，因此欲探討濕地生態系統，則土壤的理化性狀組成相當的重要。故若能瞭解濕地土壤環境的理化性狀，對棲地改善復育及永續經營將有相當大的助益。然欲瞭解土壤環境變異及劣化情形，首先須瞭解研究調查範圍內水系分佈情形。因水質會影響土壤品質，進而影響基本食物鏈生產者，最後影響濕地的底棲類、兩棲類、爬蟲類、昆蟲類、魚類、鳥類等的覓食與棲息。

由於河口濕地地勢較低窪，多數的入流水源會將物質帶入濕地當中，而在濕地中累聚。Mitsch(1993)稱濕地為「大地之腎」，意即濕地可以將化學物質滯留於其中，經分解淨化、而後排出。但是一旦長時間流入之化學污染物質超過濕地的環境承载力，則濕地淨化的作用不但減低，同時亦會使環境產生劣化。劣化源自於有毒化學物質在土壤中的過渡聚積。Schwarz et al. (1996)認為廢耕農田中所含的氮、磷、鉀、有機質會隨著表土沖刷而影響濕地，其中尤以氮與有機質會改變濕地植物、脊椎動物、土壤中昆蟲族群、鳥類棲息，增加濕地環境不穩定性。張文亮等人(1996)，調查關渡濕地堤防外之招潮蟹分佈及密度，結果顯示由於關渡濕地常年遭廢土傾倒，廢土中之黏粒沿渠道流入基隆河堤岸，改變堤外土壤質地的組成，進而影響招潮蟹之棲地型態及紅樹林之生存環境。

生態棲地在各不同領域之詳盡調查對於生態保育的永續經營與復育相當的重要。然而生態

調查一般並無採樣區劃分的標準方法；動物生態學家、植物生態學家、物質暨資源科學家等，於研究棲境進行採樣區劃分時均抱持著不同角度的見解與看法。導致耗時費力的棲境生態環境調查往往只能獲得片斷知識，更遑論去瞭解不同領域相互間的關連、牽動的整合性知識，實在是很可惜。土壤質地對植群分佈具有決定性影響，若以土壤化學觀點而言，土壤細小之黏粒對植物最具有活力，因其具有較大之吸附表面積，各膠體表面帶負電荷可吸附大量之陽離子，再釋放給植物之根系，故可說同一氣候因子下土壤質地是影響植物分佈之主要因素之一。故本研究希望藉由對關渡濕地土壤物理化學性質的分析，瞭解關渡濕地土壤特性，並進一步探討影響關渡濕地土壤環境主要潛在因子及其在空間上的影響分佈情形。即利用主成份因子分析方法以說明顯著的潛在因子為何？再則利用土質因子分析所得的因子得點以作集群分析，且與現地觀測的植被分佈作一相似性比較。並以地理資訊系統呈現其分析及分佈結果。

二、研究調查區域

研究調查區域位於台北市近郊關渡平原西部，該區域南瀕基隆河、北臨中港河、東接關渡平原，西向淡水河，面積共有 54.67 公頃。關渡濕地主要水源除南邊受潮汐影響的淡水河與基隆河以外，還包括來自北邊流經北投地區之貴子坑溪、水磨坑溪的社區污水，以及東側隸屬於七星農田水利會所管轄之八仙圳灌溉與排水系統的農業廢水，可見關渡濕地面積雖小，但水源情況卻相當複雜。因受基隆河感潮自南方進入的影響，其土壤鹽分濃度約為 20,600-28,500 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 。濕地東邊受七星農田水利會八仙圳灌溉系統的尾端排水供應，土壤鹽分濃度約為 3,000 $\mu\text{s}/\text{cm}$ ，所以該處濕地明顯有淡、鹼二處的不同。東側關渡農田面積約 150 公頃，主要灌溉系統來自磺

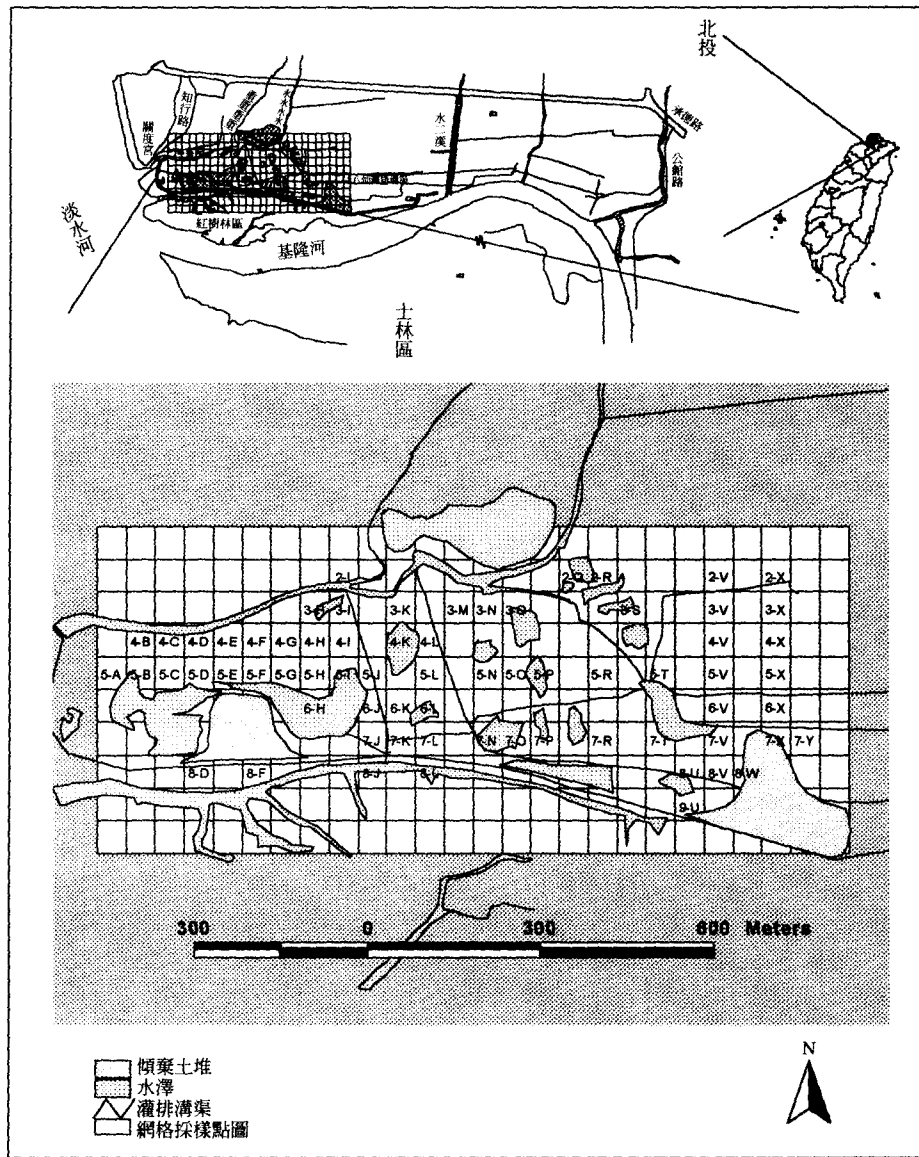


圖 1 研究區域位置圖

溪，自八仙圳引入。在輸水渠道附近除了有社區污水進入外，關渡平原上游市鎮污水及零星家庭工業廢水、養豬戶廢水、修車廠廢水與農田施加的肥料等，應是關渡平原主要污染來源，都可能影響濕地的優養化、陸域化與劣化。水系分佈及採樣點位置如圖 1。

三、試驗與研究

民國 87 年 10 月將關渡濕地土壤以棋盤式網格化採樣，橫向以英文字母 A~Z 區分成 26 行，縱向以 1~10 區分格成 10 列，每格大小為 50m×60m。底泥土樣採集則依此採樣點圖進行，

樣點數總計有 106 點，於選定之採樣點進行土壤樣本採集，採樣點位置如圖 1。分別測定土壤之物理及化學性狀包括土壤飽和抽出液電導度、氫離子濃度指數、砂粒含率、粉粒含率、粘粒含率、假比重、土壤水份含量、生物質量、鎳、銅、鉛、鎘、錳、鋅、鐵、滲透壓等 16 項。由於濕地土壤表層多為錯縱複雜之植物根系及腐植質，厚度約 5~10 公分不一，因此土樣採集時儘量避免鏟取表層之腐質根系，而是鏟集其下 10~20 公分深度土壤表土層。此外另以直徑 5 公分，高度 5 公分之黃銅製圓柱型容器採集同一深度未擾動之土壤，採樣後立即封蓋避免原土樣水份條件受改變，而後將土樣攜回實驗室進行分析。

將採集之土樣攜回實驗室待土壤風乾後過 10 號篩（直徑 2mm）。過篩後以鮑氏比重計進行土壤質地分析，測定關渡濕地各樣點土壤之砂粒、粉粒與黏粒含量，以瞭解關渡濕地內土壤質地的組成與分佈情形。土壤分類是根據美國農業部所定義之土壤質地三角分類圖來分類。土壤含水量之測定是以定體積之金屬容器現場採集未擾動之土樣於 105°C 下烘乾稱重。有機質是將去除水份之烘乾土以 550°C 高溫燃燒，所測得的餘灰百分比。生物質量一般而言是指單位面積上之生物重量，但對土壤而言，由於採樣為土柱，因此定義土壤中生物質量為單位體積下之有機碳量（即餘灰量），以 kg/m³ 表示。土壤飽和抽出液電導度與氫離子濃度指數是以蒸餾水將土壤浸泡至飽和狀態，測其飽和抽出液之電導度及酸鹼值。土壤重金屬的測定是取土壤樣品 2g 置於玻璃試管中，加入 0.1N 之 HCl 20ml，經振盪 12 小時後過濾，濾液以原子吸收光譜儀分析測定之。實驗室中之土壤水份特性曲線測定是將關渡濕地內土壤分為草澤區及稻作區二組土壤，分別插入氣壓張力計。每日量測張力計讀數及土壤重量變化，並轉換成含水量記錄之，以繪出其土壤水份特性曲線，此方法測定之壓力僅限於 -80kPa，因為水份壓力位能一旦低於此值，空氣及水氣即會以氣泡之型式影響實驗之準確性。

四、理論與方法

106 個採樣點且分析多達 16 個項目，構成一個龐大的資料庫矩陣。於環境污染監測評估上，同時考慮如此多的變數以作綜合判斷分析，最常用的方法是多變量統計分析方法。尤其是因子分析法 (Factor Analysis) 或稱之為特徵向量分析法 (Eigenvector Analysis) 更是廣用。例如在水污染方面 Lamparczyk et al. (1990)、Ruiz et al. (1990)；在土壤污染方面有 Ovalles and Collins (1988)；在空氣污染方面有 Pratsins et al. (1988)；張文亮 (1996) 亦曾用此方法分析本省西部灌溉水質在豐枯水期的差異性，及本省西南部沿海魚貝類暴斃與水質污染之相關性研究。Suk and Lee (1999) 利用群集分析方法 (Cluster Analysis) 將地下水依其水質特性而分區。

(一) 因子分析方法：本研究採用多變量統計方法中之主成份因子分析方法 (PCF)，由多個可量測之指示變數中萃取出影響關渡濕地土壤環境的主要潛在因子，並建立指示變數與潛在因子之間的關係即因子負荷量，在特徵值大於 1 的原則下，所產生之潛在因子依累積共變異量百分比可解釋其在原指示變數之代表度，其餘無法解釋的部分稱為殘差。而每一採樣點在新產生之潛在因子中都具有其因子得點，可用以表現潛在因子對樣點的影響力。假設有 i 個檢測樣本數以及 j 個檢測項目，以此可構成一個 $(i \times j)$ 的原始數據矩陣 $\bar{X}_{(i \times j)}$

$$\bar{X}_{(i \times j)} = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1j} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{i1} & X_{i2} & \dots & X_{ij} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (I)$$

由於各土壤因子檢測項目單位不同，為了消除因單位不同所可能產生之統計誤差，首先將檢測資料進行標準化 (normalized)：

$$Z_{ij} = \frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_i} \dots\dots\dots(2)$$

\bar{X}_i : 為第 i 項指示變數的平均值

σ_i : 為第 i 項指示變數的標準差

因子分析法是以較少量而且互相獨立之新變數來表示原本數值空間之變異性。這些因子互相是獨立的，而且組合起來具有原來變數大部份的變異量。Johnson and Wichern (1988)，假設有 p 個指示變數，可以用 m 個潛在因子來表示：

$$\begin{cases} X_1 = \lambda_{11}\zeta_1 + \lambda_{12}\zeta_2 + \dots + \lambda_{1m}\zeta_m + \varepsilon_1 \\ X_2 = \lambda_{21}\zeta_1 + \lambda_{22}\zeta_2 + \dots + \lambda_{2m}\zeta_m + \varepsilon_2 \\ \dots \\ X_p = \lambda_{p1}\zeta_1 + \lambda_{p2}\zeta_2 + \dots + \lambda_{pm}\zeta_m + \varepsilon_p \end{cases} \dots(3)$$

其中 ζ_1, \dots, ζ_m 等代表各變量之潛在因子， $\lambda_{11}, \dots, \lambda_{pm}$ 表示對於各因子之因子負荷量 (Factor Loading)，即第 p 變數相對於第 m 個潛在因子的相關係數， ε 代表殘差變異量。上式可以矩陣式表示為：

$$X_{(p \times 1)} = \Lambda_{(p \times m)} \zeta_{(m \times 1)} + \varepsilon_{(p \times 1)} \dots\dots\dots(4)$$

再經過正交旋轉－最大變異法 (Orthogonal Varimax Rotation) 作主軸旋轉，使得各變數在新的主軸上有最大的投影量，即各變數間之變異性達到最大，新變數對於原變數空間之代表性達到最大，並且可以得到最大之因子負荷量，減少其他較不重要因子之影響性 (Sharma, 1996)。本研究的主成份因子分析法運算以 STATISTICA (1996) 之統計軟體程式執行。

(二) 群集分析法：群集分析是根據樣本觀測值依其相似性 (similarity) 或同質性 (homogeneity)，使得每群內個體間的差異性最小，而群間之個體差異性最大，以進行分群的一種方法。分群的方法很多種，其中華爾滋法 (The Ward Method) 於本研究分群效果最好。它是以因子得點 (factor score) 為觀測值的一種摺疊群集法 (Hierarchical Clustering)。摺疊群集法乃將 n 個樣

本分為 n 群，再由相似性最高的兩個群集合併成一新的群集，而逐漸歸併致所有樣本合為一最大群集；以單一聯結法 (Single Linkage Method) 作群間距離之判定。如有 G_p 、 G_q 兩群， D_{pq} 表兩群間最短距離：

$$\text{則 } D_{pq} = \text{Min } d_{ij}, i \in G_p, j \in G_q \dots\dots\dots(5)$$

距離以 (Euclidean distance) d_{ij} 表示：

$$d_{ij} = \left[\sum_{k=1}^p (X_{ik} - X_{jk})^2 \right]^{1/2} \dots\dots\dots(6)$$

華爾滋法在使群集的距離平方和誤差增量 IESS (The increment error sum of squares) 達到最小。也就是使群內 IESS 最小的樣本優先合併，且愈早合併的樣本其相似性愈高。第 i 群落的距離平方和誤差可表示為：

$$ESS_i = \sum_{j=1}^{n_i} \sum_{k=1}^p (x_{ijk} - \bar{x}_{ik})^2 \dots\dots\dots(7)$$

x_{ijk} : 為第 i 群集， j 樣本點 k 檢測項目之值

\bar{x}_{ik} : 為第 i 群集， k 檢測項目之平均值

則從第 i 群到第 g 群總距離平方和誤差 (Total ESS) 為：

$$ESS = \sum_{i=1}^g ESS_i \dots\dots\dots(8)$$

當 U 及 V 兩群集合併成一新群集時，其

$$IESS = \frac{[\bar{x}_u - \bar{x}_v]^2}{\left(\frac{1}{n_u} + \frac{1}{n_v} \right)} \dots\dots\dots(9)$$

$[\bar{x}_u - \bar{x}_v]$: 為 U 、 V 兩群集中心距離

n_u 、 n_v : 為 U 、 V 兩群集採樣點個數

(三) 地理資訊系統：地理資訊系統 (Geographic Information System) 為一強大之空間資料處理工具，可將各種環境因子等空間資料、屬性資料存入資料庫中，並能快速地分析及展示這些資料庫。大量的土壤品質調查數據或環境因

表 1 關渡濕地土壤理化性狀相關矩陣資料暨各測值標準偏差

	電導度	酸鹼度值	砂粒	粉粒	粘粒	假比重	含水量	生物質量	鎳	銅	鉛	鎘	錳	鋅	鐵	滲透壓
電導度	1.00															
酸鹼度值	-0.14	1.00														
砂粒	-0.27	0.45	1.00													
粉粒	-0.27	-0.27	-0.54	1.00												
粘粒	0.53	-0.32	-0.75	-0.15	1.00											
假比重	-0.41	0.07	0.10	0.04	-0.15	1.00										
含水量	0.40	-0.29	-0.33	0.07	0.33	-0.67	1.00									
生物質量	-0.10	-0.32	-0.25	-0.10	0.37	0.03	0.31	1.00								
鎳	0.09	0.02	0.06	0.06	-0.11	-0.24	0.30	-0.01	1.00							
銅	0.02	0.09	0.45	-0.15	-0.41	-0.10	0.15	-0.19	0.59	1.00						
鉛	-0.15	0.20	0.28	0.02	-0.34	0.05	0.10	-0.04	0.29	0.36	1.00					
鎘	0.06	-0.11	0.03	0.22	-0.21	-0.22	0.38	0.09	0.34	0.29	0.36	1.00				
錳	-0.13	0.41	0.48	-0.34	-0.29	-0.02	-0.01	0.07	0.11	0.14	0.58	0.19	1.00			
鋅	-0.10	0.29	0.72	-0.48	-0.48	0.13	-0.28	-0.20	-0.01	0.61	0.33	-0.06	0.35	1.00		
鐵	-0.05	-0.40	-0.23	0.45	-0.08	-0.19	0.35	0.09	0.20	0.14	0.06	0.56	-0.25	-0.16	1.00	
滲透壓	-1.00	0.14	0.27	0.27	-0.53	0.41	-0.40	0.10	-0.09	-0.02	0.15	-0.06	0.13	0.10	0.05	1.00
標準偏差	4743	0.76	9.28	6.16	7.91	0.26	12.18	23.48	16.48	11.93	6.02	0.26	34.91	125.6	1420	173

表 2 關渡濕地土壤主成份因子分析因子負荷量表

變數	因子一	因子二	因子三	因子四	因子五
電導度	0.01	-0.02	-0.94	-0.12	-0.04
酸鹼度值	0.15	-0.26	0.05	0.63	-0.45
砂粒	0.77	-0.06	0.25	0.38	-0.21
粉粒	-0.63	0.44	0.36	-0.27	-0.27
粘粒	-0.42	-0.27	-0.58	-0.23	0.46
假比重	0.11	-0.38	0.61	-0.11	0.04
含水量	-0.20	0.56	-0.54	0.05	0.34
生物質量	-0.12	0.04	0.08	0.03	0.93
鎳	0.20	0.62	-0.18	0.10	-0.06
銅	0.74	0.52	-0.05	-0.01	-0.15
鉛	0.18	0.43	0.15	0.63	0.00
鎘	-0.03	0.78	-0.02	0.17	0.06
錳	0.22	0.05	0.06	0.88	0.12
鋅	0.88	-0.06	0.12	0.16	-0.10
鐵	-0.14	0.73	0.12	-0.36	0.07
滲透壓	-0.01	0.02	0.94	0.12	0.04
特徵值	4.19	2.95	2.52	1.44	1.11
變異量	26.18	18.46	15.76	9.02	6.93
累積變異量	26.18	44.64	60.40	69.43	76.36

子等檢驗資料，面對以往難以解讀的困境，地理資訊系統的應用將可快速清楚地展現空間分布，確實掌握污染狀況且可提供多項查詢功能及分析計算，並能立即展現結果。本研究即採用此 ARC/INFO 和 ArcView 地理資訊系統作為分析結果以及呈現的應用工具。

五、結果與討論

部份採樣點因地形險惡或淹水過深致採集不易或測值低於儀器之最低偵測極限導致影響誤差，故取較為完整的採樣點計有 69 個，經實驗室分析 16 項的土壤理化性狀，構成一組 (69×16) 的資料矩陣。將此資料矩陣進行因子分析。由表 2 顯示關渡濕地土壤資料經主成份因子分析之統計結果，明顯的可萃取出五個潛在因子。這五個潛在因子的特徵值分別為 4.19、2.95、2.52、1.44 及 1.11，可解釋總變異量分別為：26.18%、18.46%、15.76%、9.02%、6.93%，累積總變異量可達 76.36%，即具所有資料矩陣 76.36% 代表性的解釋能力。

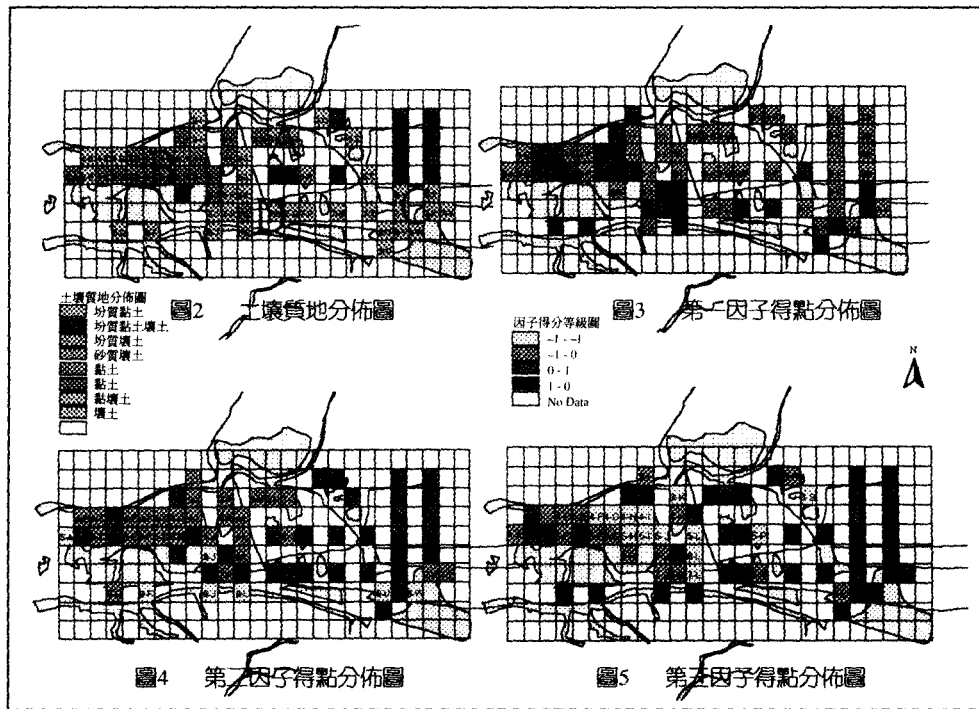


表 2 中顯示潛在因子 1 的組成與原變數的砂粒及銅、鋅具顯著的正相關（因子負荷量大於 0.7）。銅為人體生活所必需之微量元素，然大量長期之攝食易造成肝中毒、胃黏膜炎等病症且對水生動、植物的毒性更是敏感；作物吸收過量銅，會使根部發育受阻，葉部會呈現類似缺鐵分所引起的黃化現象。鋅是許多生物生長的必需元素，過量鋅除對植物體為害較不顯著外，對人體具累積性毒害，尤其對微生物毒性更是敏感。而缺鋅會影響核糖核酸(RNA)和去氧核糖核酸(DNA)的生成妨礙生長及發育，為細胞生長的重要因子。因銅、鋅俱為重金屬，故此潛在因子稱之為「重金屬毒害因子」。再由表 1 可看出，除了鋅與砂粒相關係數為 0.72 外，重金屬與土壤質地並沒有很高的相關係數。可能是鋅在結構上其單位面積正電荷較大，相對的對砂粒有較大的吸附優勢性所致。

將本區大概分為四個分區：A、B、C、D 四區；A 區位都市廢污水及洲美平原灌區；有水磨坑溪、貴子坑溪灌溉排水的排入，土壤質地屬粘

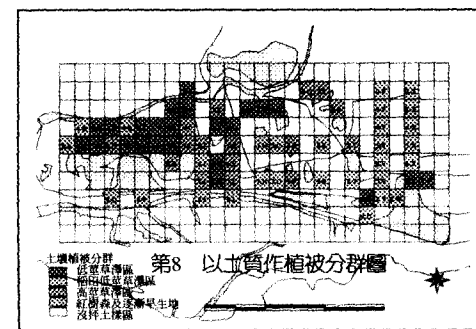
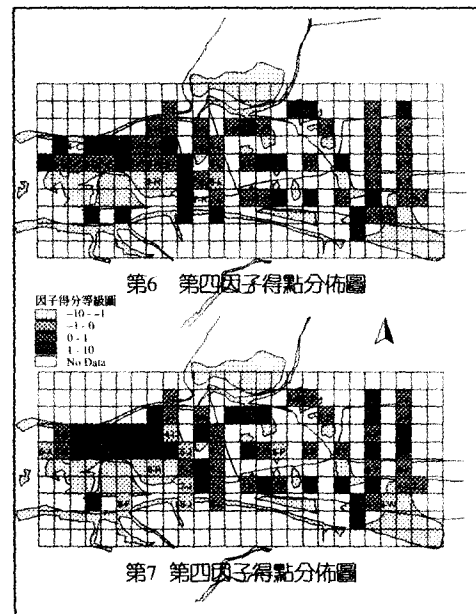
土及坩質粘土居多。B 區位中央渠道東側棄土區至中港河以南地區，土壤質地屬粘土佔多數。C 區位中央渠道西側賞鳥台以北之水稻田區，土壤質地屬坩質粘壤土及粘壤土居多。D 區位中央渠道防潮閘門開口兩側地區，土壤質地屬粘壤土居多。圖 2 為關渡濕地土壤質地分佈及分區圖。再由圖 3 依據各樣點之因子得點，所繪出之第一因子得點分佈圖。可看出於 B、D 兩區明顯的為因子得點大於零之區塊，尤其是 D 區中央渠道防潮閘門附近即採樣點 7-J、7-K、7-L、8-L 其值最高，意即此些採樣點為受銅、鋅污染較深區。

潛在因子 2 由重金屬鎘與鐵組成，二者皆呈現正相關，故此潛在因子可歸類為「重金屬毒害因子」。顯示重金屬為影響關渡濕地土壤的主要因子之一。由於土壤中的鐵一般是以氧化型態存在，一般對生物的毒害性並不大，而且為地質中存在的天然元素，其存在土壤中狀態常受化學過程所影響。然而重金屬鎘對於生物的毒害性的影響就大多了，可破壞酵素抑制其活性。土壤環境中存在的鎘濃度過高時，可推測為受到工業污染

所致。鎘不溶於水，隨污染源進入濕地後隨即吸附於土壤顆粒上，不易被水流帶走而累積於濕地土壤中。圖 4 為第二因子得點分佈圖，可看出於 D 區東側及 C 區因子得點較高。且表 2 顯示鐵、鎘與潛在因子 2 係呈正相關，樣點之因子得點愈高意謂著此兩重金屬累積愈多處。C 區多數為水稻田區位八仙圳排水渠之末端其因子得點呈顯著的正值。而依據水源的地理位置來看，推測鎘的來源是自八仙圳排渠進入關渡濕地中，並吸附於土壤上，因自中央渠道進入的潮汐水量不足以將此處土壤污染質淋洗帶走，因此重金屬沉積累聚於渠道末端。

第三個潛在因子由電導度、滲透壓所組成，且呈現負相關。由於關渡濕地屬感潮型複合濕地，潮汐的作用使高鹽份進入濕地中，而沉積物的儲水機制便將高鹽份累積於土壤孔隙水中。而電導度與滲透壓呈現負相關是與理論相符合的。因此本潛在因子可稱之「土壤鹽害因子」。由圖 5「土壤鹽害因子」影響分佈圖可以發現，因子得點愈高表滲透壓愈高相反的電導度值愈小，因子得點為負值之採樣點大部分集中於中央渠道中間段受潮汐影響頻繁的兩側棲地，以及將潮水引入之西側渠道南北側及 5-P 區塊一帶，因潛在因子與滲透壓呈正相關，意謂此些地區滲透壓很小然電導度卻是很高，只適合耐高鹽份作物的生長。相反的因子得點較高為 C 區水稻田區，表示本處水稻田區滲透壓高而電導度值相對較低。關渡濕地土壤受到潮汐頻繁作用帶入的大量鹽份影響，累聚於淡水源及鹹水源交錯的末端，鹽份淋洗不易。

第四個潛在因子主要為重金屬錳之影響因子。而錳在沉積物中通常是以置換相存在 (Fernandes, 1997)，這是因為二價錳的氧化速度不及二價鐵來得快。然而錳為植物生長的必要元素，也是動物生長不可缺乏的物質，據許多報告研究顯示多量的錳並不致對植物產生嚴重的毒害。因此亦歸納合併此因子為「重金屬毒害因子」。圖 6 所示為關渡濕地受潛在因子 4 影響程度分佈情形。圖中採樣點因子得點愈高意謂著重金屬錳累積愈多處，尤以八仙圳排水渠道末端之



7-V 樣區特別顯著。關渡濕地 B 區明顯的受此因子所影響。

第五個潛在因子主要為生物質量影響因子。由於生物質量估算來自於土壤有機質的測定，而有機質與生物生產力成正比。故此潛在因子歸類為「土壤生產力因子」或「有機質含量因子」。此因子得點愈高代表該地區植物殘體愈高，但也因為有機質含量高的地區對部份重金屬吸收能力相對也會愈高。圖 7 所示為關渡濕地受潛在因子 5 影響程度分佈情形。關渡濕地 B、C 區明顯的受此因子所影響。

再則以因子分析算得的因子得點 (factor score) 為出發點，應用群集分析方法將採樣區分

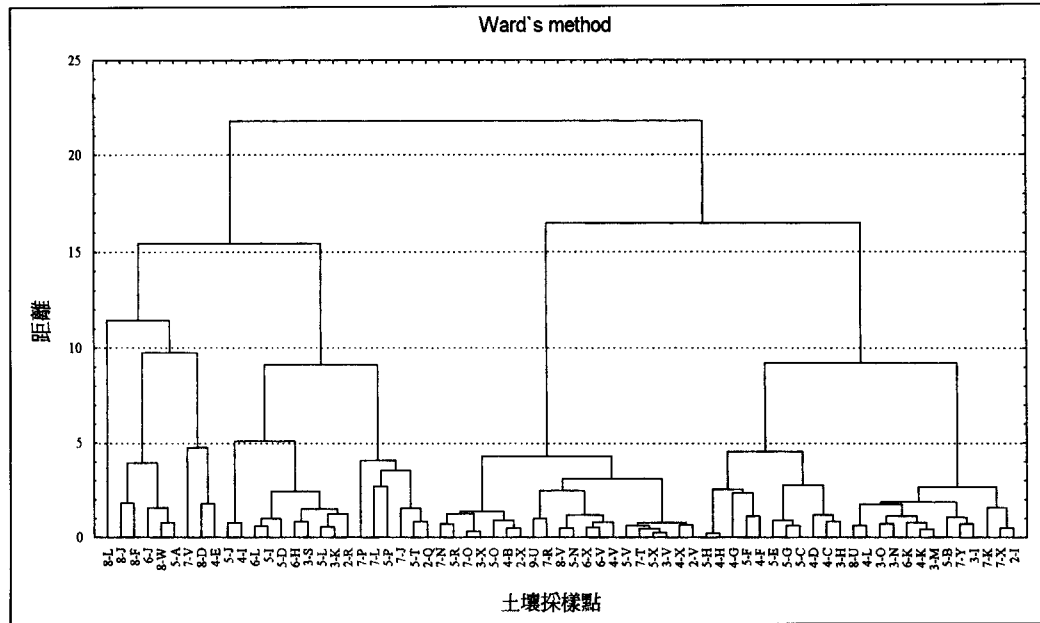


圖 9 土壤樣點經集群分析後之樹狀圖

區。將因子分析所萃出的五個潛在因子作為指示變數對其因子得點作距離矩陣，再根據此距離矩陣將距離平方和誤差最小的樣本點優先合併，而優先合併的樣本其相似性愈高。群集合併的原則採華爾滋法 (Ward's Method)。分析結果可分為四個群集：低莖草澤區、水稻田區、高莖草澤區及紅樹林與逐漸旱生地等四區如圖 8、土壤採樣點群集分析樹狀圖如圖 9。如此以土壤理化性質作植被分區對照現地調查植被分區，發現相似度很高。對於在植群調查、動物調查及環境影響因子調查等環境生態調查上，採樣點(區)的一致性，將可大大的幫助在環境因子變遷對生物資源衝擊影響等整合性知識的瞭解。

六、結論與建議

關渡濕地土壤理化性狀經多變量統計分析後再藉由地理資訊系統以呈現分析結果，可明顯看出影響關渡濕地土壤環境之潛在因子以「重金屬毒害因子」、「土壤鹽害因子」及「土壤有機質含量因子」為主。

1. 「重金屬毒害因子」以銅、鋅、鎘之影響最重

要。此些污染物質部份可能係來自水源上游之士林區市鎮廢污水的排入，可考慮利用特殊植物物種以吸收移除的方式去除。如布袋蓮對鎘有強烈的吸收能力，但也應考慮引進之此些物種因增生迅速，可能形成優勢物種而影響濕地原有植群分佈等。

2. 「土壤鹽害因子」集中於中央渠道兩側之感潮區鹽化情形最為嚴重。可考慮引入附近淡水河等含鹽份低的水以進行稀釋淋洗消滅。但須注意土壤鹽化對生態系植被的演替具有深切影響。
3. 於水源進入自然公園之前可設置數個沉澱池以及自然淨化方式等設施以減緩關渡濕地污染負荷量。
4. 以土質資料推估植物植群分佈，可看出與當時植生分佈相似度很高，可配合遙測影像資料作一相似性分析。

七、參考文獻

1. 張文亮、邵廣昭等，1999，關渡自然保留區與自然公園生物資源變遷之研究『期末報告

- 書』，台北市政府建設局。
2. 張文亮、唐瑞霖，1996，多變量統計分析台北市近郊的灌溉水質污染，台灣水利季刊，44(3)：54~66。
 3. 張文亮，1992，台灣西南部沿海貝類暴斃環境因子之探討，中國農業工程學報，38(2)：33~44。
 4. ESRI, "PC ARC/INFO", 1997. Environmental Systems Research Institute version 3.5.1D, Redlands, CA.
 5. ESRI, "Arcview 3.1", 1998. Environmental Systems Research Institute version 3.1D, Redlands, CA.
 6. Fernandes, H. M., 1997. Heavy Metal Distribution in Sediments and Ecological Risk Assessment: The Role of Diagenetic Processes in Reducing Metal Toxicity in Bottom Sediments. *Environmental Pollution*, 97: 317-352.
 7. Suk, H., and K. K. Lee, 1999. Characterization of a Ground Water Hydrochemical System Through Multivariate Analysis: Clustering into Ground Water Zones. *Ground Water*, 37: 358-366.
 8. Lamparczyk, H., and R. J. Ochocka, J. Grzybowski, J. Halkiewicz, A. Radecki, 1990. Classification of Marine Environment Samples Based on Chromatographic. Analysis of Hydrocarbons and Principal Component Analysis. *Oil & Chemical Pollution*, 6: 177-193.
 9. Mitsch, W. J., and J. G. Gosselink, 1993. *Wetlands*, 2nd ed., Van Nostrand Reinhold, N.Y.
 10. Ovalles, F. A., and M. E. Collins, 1988. Variability of Northwest Florida Soils by Principal Component Analysis. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 52: 1430-1435.
 11. Richard, A. J., and W. W. Dean, 1988. *Applied Multivariate Statistical Analysis*.
 12. Ruiz, F. V., and G. P. Blasco, 1990. Application of Factor Analysis to the Hydrogeochemical Study of a Coastal Aquifer. *Journal of Hydrology*, 119: 169-177.
 13. Schwarz, W. L., G. P. Malanson, and F. H. Weirich, 1996. Effect of landscape position on the sediment chemistry of abandoned channel wetland. *Landscape Ecology*, 11: 27-38.
 14. StatSoft, 1996. "STATISTICA for Windows" StatSoft, Inc., Tulsa OK.
 15. Subhash, S., 1996. *Applied Multivariate Techniques*, John Wiley & Sons, Inc.

收稿日期：民國 88 年 12 月 29 日

接受日期：民國 89 年 5 月 26 日