

# 應用衛星遙測及隨機變域模擬於水庫優養評估

## Reservoir Trophic State Evaluation Using Satellite Images and Random Field Simulation

國立臺灣大學農業工程學系博士班  
研究生

雷祖強  
Tsu-Chiang Lei

國立臺灣大學農業工程學系副教授  
兼水工試驗所副研究員

鄭克聲  
Ke-Sheng Cheng

### 摘 要

德基水庫位於大甲溪上游，為中部地區重要水資源來源，但位於德基水庫上游之梨山地區，由於果園、蔬菜的大量種植，造成本地區水土保持不良，肥料、農藥大量流入河川中，最後造成德基水庫嚴重優養化之問題。

一般水質優養化問題評估均使用 Carlson 於 1977 年所定義之營養狀況指標 (Carlson Trophic State Index, CTSI)，但世界各地之優養成因與環境因子不盡相同，因此本研究修正 CTSI 參數成為德基營養狀況指標(Techi Trophic State Index, TTSI)。本研究使用大地衛星(Landsat)之多光譜衛星影像，經濛氣校正(Haze Correction)後建構水質參數與影像灰階之統計模型關係： $\ln Y = A + B \ln TM4 + C \ln TM2$ ，Y 是葉綠素-a、總磷與透明度等水質參數；各種模式之相關係數均接近 0.9，據此可建立德基水庫水質污染狀況空間分佈之關係。

但環境污染現象，多具有時間與空間上之變異，然而遙測資料僅能得到某一時間之一次隨機變域表現值(Realization)，不足以表現優養問題之發生機率，因此研究中藉由迴歸分析所得之結果，計算 TTSI 值之半變異元，再利用 HYDRO\_GEN 隨機變域模擬方法來繁衍多次表現值。研究中繁衍 600 次之後，可得到德基水庫全域平均及各斷面上 TTSI 指標值之機率分佈，進而更合理評判各種營養狀況之發生機率。

**關鍵詞：**水庫，營養狀況，遙測，隨機變域模擬。

### ABSTRACT

Reservoir water quality is traditionally monitored and evaluated based on field data collected at limited locations. Whether the limited field data represent the overall trophic state of a vast water body is often disputed. In this study we utilize Landsat TM data to

evaluate the overall trophic state of Te-Chi Reservoir in Central Taiwan. Three water quality parameters: concentrations of chlorophyll-a, total phosphorous measurement, and secchi disk depth, are found to have high correlations with transformed spectral features derived from bands 2 and 4 of TM data. Therefore, TM data are used to yield a Techi trophic-state-index (TTSI) map of the reservoir. We then apply the geostatistical simulation technique to generate a large number of TTSI realizations. Using these realizations probability distribution of the overall reservoir trophic state can be estimated.

**Keywords:** Reservoir, Trophic state, Remote sensing, Random field simulation.

## 一、前言

在湖泊或水庫生態系統中，浮游植物(Phytoplankton)、藻類可將無機物轉變成生物可利用之有機物，經由食物鏈作用而至更高層水生動物體內，生物死後又由分解者分解成無機物回歸自然，如此周而復始的循環，而構成自然界生態現象。

若集水區中有污染物注入湖泊水庫時(農藥、肥料)，其中有機物將被微生物分解而成磷鹽、氮鹽等無機鹽類，當水體中氮、磷等營養鹽(Nutrients)濃度累積至某一程度後，配合適宜水溫、pH、日照、水深等各項環境因素時，將導致自營性生物(Autotrophic Microorganism)或藻類大量異常繁殖，此種累積營養鹽之過程稱為優養化。若以湖泊所含營養物質的多寡，可將湖泊分成三種營養狀況(Trophic Status)：營養成分低、生物量少、溶氧高、透明度高的水體稱為貧養性(Oligotrophic)；營養成分高、生物量多、溶氧低、透明度低的水體稱為優養性(Eutrophic)；界於兩者之間則為普養性(Mesotrophic)。由上述之定義中，可以看出湖泊的營養狀態是指營養鹽的供給程度。由於湖泊營養物質含量受多項因素影響，加上生態系統、地理位置以及季節變化相差極大，使得判斷湖泊營養狀態極為困難。

在湖泊優養問題調查上，Sakamoto(1966)以日本的湖泊為對象，分析氮、磷、溫度以及浮游植物與生產量相互之關係。Dillon與Rigler(1974)依照Sakamoto觀念，調查加拿大地區的湖泊，並得到總磷濃度與葉綠素之關係，進而對湖泊之

營養量與生物量進行預測。Carlson(1977)提出以磷為限制因子之優養評價方式，將湖泊優養狀態以總磷(Total phosphorous, TP)、沙奇盤深度(Secchi disk depth, SDD)及葉綠素-a(Chlorophyll-a, Chla)濃度等因子分別計算之，而此三項因子所得之營養狀況指標(Trophic state index, TSI)大體接近，其值介於0與100之間，使得評估淡水湖泊優養問題時不再複雜，而且簡單明瞭。Kratzer與Brezonik(1981)研究美國佛羅里達州數個湖泊並提出以氮為限制因子之TSI值，使描述湖泊優養成因之計算式更為完整，文章中提出三個觀點：(1)將Carlson所提出之三個單一變數營養指標予以平均，而得綜合指標，(2)當TSI平均營養程度值介於40及50間水體可視為普養；若TSI平均營養程度值大於50時水體可視為優養，(3)除了上述描述水體的三個等級外，另外又提出極貧養(Ultraoligotrophic)及超優養(Hypereutrophic)這兩個營養狀態，以更細微的角度來觀察優養化問題。Gregor與Rast(1982)應用類似概念調查加拿大五大湖區，並建立適合該區之綜合營養指標。Zakova等人(1993)則調查捷克摩拉瓦(Morava)流域中之非點源污染對於環境上的衝擊，由於此區域是一高度農業開發區，上游集水區的農業開發造成水庫嚴重優養化，文章中除了研究不同非點源污染對於環境影響，並對嚴重的優養問題進行分級。舒金華(1993)調查中國大陸24個湖泊，選擇Chla、TN、TP、化學需氧量(Chemical oxygen demand, COD)、生化需氧量(Biochemical oxygen demand, BOD)以及SDD作為評估參數，採用綜合評估指數法，以對湖泊優

養程度進行評價。李祚泳與張輝軍(1993)，調查並選用 24 個湖泊作為 *CTSI* 修正依據，以供中國大陸地區湖泊使用。舒金華、黃文鈺與吳延根(1996)調查中國大陸 130 個湖泊，並提出三等級多型態之分類準則。目前台灣地區評估淡水湖泊或水庫優養問題時，大多直接引用 *CTSI* 之評估方法(郭振泰與吳俊宗，1990；德委會，1993；水資會，1993；胡景堯，1996)。郭祥亭(1986)曾經對澄清水庫提出修正之 *CTSI* 值。雷祖強與鄭克聲(1999)針對德基水庫之水生態環境特性，建立環境參數間之各項關係，並修正 *CTSI* 值使其符合德基水庫當地之環境特性。

應用衛星遙測推估湖泊水庫水質之方式，在國外已有多人研究。Lillesand 等人(1983)，利用大地衛星(Landsat)資料建構水質與遙測影像間之關係，並使用 Carlson 營養狀況指標，計算明尼蘇達州內 60 個淡水湖泊優養化程度。Verdin(1985)使用大地衛星資料調查位於科羅拉多州之喬治弗萊明水庫(Flaming Gorge Reservoir)水質，研究中針對不同時間影像特別考慮太陽入射角(Sun Angle)與大氣效應(Atmospheric Effects)兩項因素。Lathrop(1992)調查懷俄明州 4 個湖泊區中的沙奇盤深度和懸浮固體物與大地衛星相互對應之關係。Tassan(1993)利用 TM 資料建構海洋中葉綠素濃度之關係。Lavery 等人(1993)也使用迴歸方式建立生物色度之濃度(Pigment Concentration)、鹽度、沙奇盤深度與影像之數學關係。Baban(1993)使用 TM 資料調查英國諾福克湖沼區之環境，研究中探討區域環境特性與水質優養程度之影響。Braude(1995)利用 SPOT 衛星資料調查近 100 個水庫水質，使用主成份分析法進行水庫水質污染分類。余豐寧等人(1996)使用大地衛星調查太湖北部水體中葉綠素濃度對衛星光譜反射值之關係，得到 TM3、TM4 與 TM7 對葉綠素有較為敏感關係之結論，並對太陽入射角變化提出訂正方法。Baban(1996)則對諾福克湖沼區 14 個湖泊所收集的資料計算 *CTSI* 值，並討論此區域不同污染源特性。陳楚群等人(1996)利用 TM 影像建構海洋水體葉綠素濃度，文中以灰色數學理論為基礎，並嘗試組合各種波段

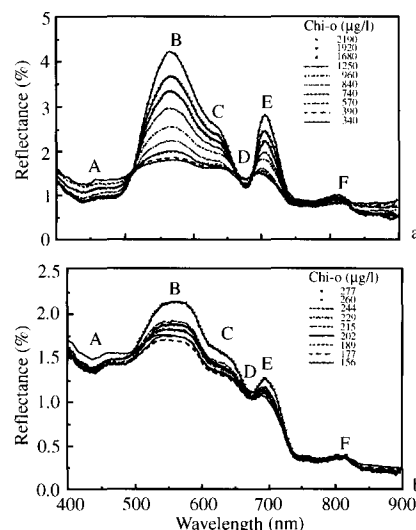


圖 1 不同葉綠素-a 濃度(藻類)之水體光譜反射量圖(Rundquist 等人 1996)

(TM1~TM4)之 75 種波段組合因子。

由於葉綠素對光譜反射有特定之吸收與反射特性，但自然環境背景的複雜性，使水體光譜反射量，存在許多相互交替影響，因此有必要探討含有葉綠素-a 水體對光譜影響之各種成因。Rundquist 等人(1996)使用 SE590 光譜儀，測量不同葉綠素-a 濃度(藻類)之水體光譜反射量(如圖 1)。Han(1997)同樣使用光譜儀調查清水與混濁(不同濃度泥沙與葉綠素-a 混合)水體對光譜反射量之影響。由於文獻中指出含有葉綠素-a 之水體具有特定的吸收與反射光譜段，在 440nm 附近有一吸收峰，在 550nm 附近有一反射峰，在 685nm 附近有強烈的吸收峰，由圖中可以清楚的看出這些吸收峰和反射峰的特徵與大地衛星 TM1 波段(450~520nm)、TM2 波段(520~600nm)、TM3 波段(630~690nm)一一對應。由於大地衛星對於水體葉綠素-a 濃度(藻類)，有良好之反射效果，因此十分適合水庫水質之即時監測工作。

## 二、卡羅森指標

Carlson 營養指標是 Carlson(1977)研究美國 Minnesota 州數個湖泊之水質狀況，所提出之湖泊水質狀況評估指標。本節中首先介紹該指標之

計算方式，並進而評估其計算式在台灣地區之適用性。

## 2-1 營養鹽限制因子

藻類在生長時，其所吸收的營養比例為 C : N : P = 106 : 16 : 1，此稱為 Redfield ratio (Redfield, 1934)，雖然以碳源的需求量較大，但由於藻類大多屬於自營性微生物，其所需要的碳源可仰賴大氣中的 CO<sub>2</sub> 供給而不虞匱乏，故限制藻類大量生長的營養成分，主要是氮和磷。若氮磷比小於 10，此時氮為限制因子，若氮磷比大於等於 16，此時磷為限制因子，若氮磷比介於 10~15 間，氮磷均不是限制因子(郭祥亭, 1986; 黃炳達與陳鎮東, 1994)。因此可由氮磷比的數值中判斷水體污染主因以及影響藻類生長之因子。

## 2-2 Carlson 營養狀況指標

以各項污染源為單一參數的湖泊水質評估，指標簡單明瞭，但在使用時，常因各項環境因子影響，往往難以反映水庫優養狀態的真實情況，且可能發生以不同參數評估同一水體卻結果互異。所以發展多參數的綜合評估指標方法是十分必要的。

藻類生物量與透明度的關係可由下列描述光線垂直穿透水體之方程式來模擬(Carlson, 1977)：

$$I_z = I_o \text{Exp}[-(k_w + k_b)Z] \dots\dots\dots(1)$$

式(1)中  $I_z$  為透明度消失處之光線強度(Light intensity)， $I_o$  為水體表面光線強度， $k_w$  為水體及溶解物質所造成之光線衰減係數(Coefficient for attenuation of light)， $k_b$  為顆粒物質所造成之光線衰減係數， $Z$  為透明度深度。其中  $k_b$  項可改寫成  $\alpha C$ ， $\alpha$  為受藻類影響之光線衰減係數(Incremental extinction coefficient from algal)， $C$  為藻類濃度(Algal concentration)，因此可改寫成下式：

$$Z = (\ln \frac{I_o}{I_z}) (\frac{1}{k_w + \alpha C}) \dots\dots\dots(2)$$

移項再改寫成下式：

$$(\frac{1}{Z})(\ln \frac{I_o}{I_z}) = (k_w + \alpha C) \dots\dots\dots(3)$$

$I_z$  大約是  $I_o$  的 10%，但在實際上  $\alpha$  會因顆粒之大小、吸光性以及散光性質不同而異。在許多湖泊的研究中  $k_w$  比  $C$  值小許多，所以透明度之衰減主要是水體中顆粒物質所造成之影響(Carlson, 1977)。

Carlson 在了解透明度與葉綠素-a、總磷間相互關係的基礎上，提出以透明度為基礎的連續性營養程度指標，在此透明度是以沙奇盤深度(Secch Disk Depth, SDD)代表之。其透明度模型是根據日本北海道摩周湖(Masyuko Lake)之調查記錄而建立，由於此湖完全未受到人為的污染，其透明度值特別高，可供淡水湖泊當成背景值參考，根據 1931 年 8 月 31 日的記錄顯示湖中的透明度值為 41.6m (近藤次郎, 1987)，因此其假設水中所有的懸浮物幾乎全是浮游植物，並定義營養程度以每透明度的倍增為一分界，也就是說，每當透明度從一基本數值變為兩倍時，即代表達到一個新的營養程度。由於浮游植物量與透明度成倒數關係，每當透明度減少一半，浮游植物量就增加二倍，進而推導出 TSI 與透明度之關係式：

$$TSI = 10(6 - \log_2 SDD) \dots\dots\dots(4)$$

式(4)中將此數值乘以 10，以期得到從 0 至 100 之指標值，其完整之等級為當 TSI 為 0 或 100 時，其透明度分別為 64m(由 41.6m 取其延伸至 64m)或 0.0625m。當 TSI 為 20 時，其透明度為 16m；當 TSI 為 30 時，其透明度為 8m，並以此類推出水體 SDD 與營養狀態之指標計算式。

另外 Carlson 選擇葉綠素-a 與總磷作為判定營養程度之指標參數，並分別計算其與 SDD 之迴歸關係式：

$$\ln(SDD) = 2.04 - 0.68 \ln(\text{Chla}) \dots\dots\dots(5)$$

其中 SDD 單位為 m，Chla 單位為  $\mu\text{g}/\ell$ ，n 為樣本數。

然而計算總磷與 SDD 之關係並不理想，因此採用夏季之採樣資料建立葉綠素-a 與總磷之關係式：

$$\ln(\text{Chla}) = 1.449 \ln(\text{TP}) - 2.442 \dots\dots\dots(6)$$

再將其與(5)式合併成 SDD 與總磷之關係：

$$\ln(\text{SDD}) = 3.876 - 0.98 \ln(\text{TP}) \dots\dots\dots(7)$$

TP 單位為  $\mu\text{g}/\ell$ 。

將(5)、(7)兩式分別代入(4)式以取代 SDD，則營養狀況指標則可轉換成下面形式：

$$\text{TSI}(\text{TP}) = 10\left(6 - \frac{\ln(48/\text{TP})}{\ln(2)}\right) \dots\dots\dots(8-a)$$

$$\text{TSI}(\text{Chla}) = 10\left(6 - \frac{2.04 - 0.68 \ln(\text{Chla})}{\ln(2)}\right) \dots\dots(8-b)$$

$$\text{TSI}(\text{SDD}) = 10\left(6 - \frac{\ln(\text{SDD})}{\ln(2)}\right) \dots\dots\dots(8-c)$$

依據(8)式之 Carlson 營養狀況指標模式，SDD、Chla 及 TP 等三項因子所計算得之 TSI 值可列如表 1。

Kratzer 與 Brezonik(1981)提出以氮為限制因子的 TSI 值，配合 Carlson 以磷為限制因子的 TSI 值，使描述湖泊問題更為完整，研究中並提出更精細的營養分級(見表 1)與平均營養指標觀念：

$$\text{CTSI} = \frac{1}{3}(\text{TSI}(\text{TP}) + \text{TSI}(\text{Chla}) + \text{TSI}(\text{SDD})) \dots(9)$$

### 三、研究資料收集及處理

#### 3-1 水質採樣

研究中收集經濟部水資源局與行政院環境保護署，對德基水庫與集水區所監測之水質記錄。就水庫水體而言，其採樣的位置分兩種：(1)各支流流入處，(2)水庫部份編號断面處。經濟部水資源局水質採樣分析項目多達 25 種，但只有在 S-6、S-18、S-28、S-39 以及 R-4 五處断面資料中有表層葉綠素-a 與透明度值(在此沙奇盤深度是以透明度值表之)。行政院環境保護署採樣點位於断面編號(1)、(2)、(3)及(4)之位置處，這

表 1 湖泊之營養狀態表

TSI*	SDD* (m)	Chla* ( $\mu\text{g}/\ell$ )	TP* ( $\mu\text{g}/\ell$ )	TN** (mg/l)	Trophic State**
0	64	0.04	0.75	0.02	極貧養
10	32	0.12	1.5	0.05	極貧養
20	16	0.34	3	0.09	極貧養
30	8	0.94	6	0.18	貧養
40	4	2.6	12	0.37	貧養
45	2.8	5	17	0.52	普養
50	2	7.3	24	0.74	普養
53	1.6	10	30	0.92	優養
60	1	20	48	1.47	優養
70	0.5	56	96	2.94	超優養
80	0.25	154	192	5.89	超優養
90	0.12	427	384	11.7	超優養
100	0.06	1183	768	23.6	超優養

(\* Carlson 1977, \*\* Kratzer & Brezonik 1981)

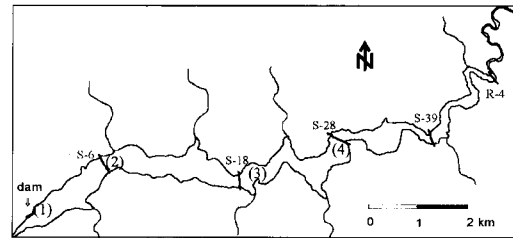


圖 2 德基水庫河系與水質採樣位置圖

兩單位所採樣位置如圖 2 中所示。其水質採樣大約在每年的 1、3、5、7、9 以及 11 月時期，但從歷史記錄中發現民國 78 年一整年，記錄中缺失透明度值，民國 72、73 以及 75 年記錄中也嚴重的缺乏透明度與断面水質資料。因此本研究選擇自民國 80 年 1 月至 86 年 1 月資料進行分析。

另外配合影像接收時間，挑選接近之水質採樣記錄，採樣時間分別是 1993 年 8 月 23 日、1994 年 10 月 17 日、1995 年 1 月 10 日以及 1996 年 7 月 22 日。該時間之水質採樣結果如圖 3。從圖中可以看出，德基水庫為一水生系統變異極大之地區，水污染之空間分佈是從下游往上游逐漸增加之現象。在 1996 年 7 月 22 日的水質記錄中顯示 R-4 断面的葉綠素-a 濃度高達  $1350 \mu\text{g}/\ell$ ，此區之污染源來自上游武陵農場(曾四恭與吳先

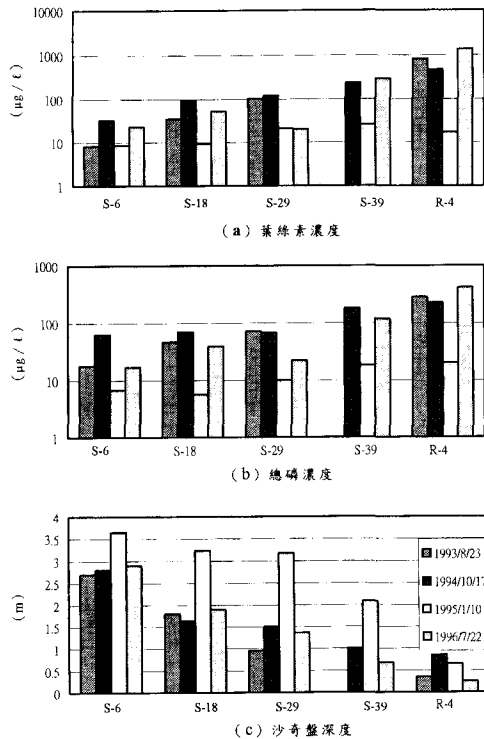


圖 3 德基水庫之水質採樣記錄

琪, 1988)。然而在 1995 年 1 月 10 日進入冬季時期, 入流量與溫度的急遽下降使污染物減少許多, 在 S-6 断面透明度增加至 3.65m, 葉綠素-a 濃度也降低至  $8.6 \mu\text{g}/\text{l}$ , 而使水質呈現穩定且良好之狀況。

由於水庫水域廣大, 研究中使用全球定位系統(GPS)輔助水質資料地面定位。另外由於水質採樣時間與影像接收時間甚難完全同步, 而有若干天數上之差異, 但水庫為封閉性水體, 因此查詢水文年報, 以確定沒有降雨以免產生過大流量而發生化學上之變異。

### 3-2 大地衛星資料

研究中採用大地衛星 TM1~TM4 波段資料進行分析, 時間分別是 1993 年 8 月 31 日、1994 年 10 月 5 日、1995 年 1 月 9 日以及 1996 年 7 月 22 日共四張影像。就時間上而言, 四張影像分屬豐水季(7~9 月)與枯水季 (11~4 月), 此時德

表 2 影像灰階採樣結果

日期	段面編號	TM 1	TM 2	TM 3	TM 4
1993/8/31	S-6	54.50	17.50	15.00	7.00
	S-18	60.00	21.00	16.11	8.89
	S-28	64.00	22.11	20.44	11.89
	R-4	79.77	32.00	36.89	45.00
1994/10/5	S-6	54.89	17.00	13.44	13.44
	S-18	56.00	18.11	12.78	7.00
	S-28	55.89	18.00	13.56	7.00
	S-39	56.33	19.11	16.44	17.89
1995/1/9	R-4	75.00	29.00	31.89	28.78
	S-6	45.44	14.22	13.11	5.00
	S-18	49.22	16.33	12.78	4.33
	S-28	51.44	17.11	14.67	5.00
1996/7/22	S-39	50.44	15.33	15.88	6.11
	R-4	48.89	14.89	12.00	10.78
	S-6	55.00	18.00	13.00	5.22
	S-18	56.56	19.89	15.00	6.33
	S-28	55.00	19.11	14.67	7.78
	S-39	64.33	24.44	26.00	25.33
	R-4	97.11	42.56	50.00	39.00

德基水庫水體將存在較大流量與溫度上之差異。在水域與陸域分離部分, TM4 波長為近紅外光段, 會強烈吸收光譜反射值, 因此水體在影像上所呈現的是深色之群組, 藉此可將水域與陸域分離完成。為了彌補單點採樣可能之變異, 配合影像在水質採樣處中心位置, 以  $3 \times 3$  像元平均結果做為影像分析之資料, 影像灰階採樣結果如表 2 中所示。

## 四、修正型卡羅森指標

由於環境水體的不同, 直接應用 *CTSI* 值在德基水庫水體將會有不適當的結果 (雷祖強與鄭克聲, 1999)。但由於 Carlson 指標中 SDD 每倍增則 *TSI* 值即降低 10, 且當 *TSI* 達到 0 時, SDD 為 64m, 該模式之兩個主要因子為最大透明度(即 64 m)與 SDD 倍率因子 2, 故針對此兩個主要因子予以修正 (雷祖強與鄭克聲, 1999)。

修正後之結果將可得到德基營養狀況指標 (Techi Trophic State Index, *TTSI*)、德基水庫之營養狀態表(表 3):

$$TTSI(SDD) = 10(8.605 - \frac{\ln(SDD)}{\ln(1.544)}) \dots\dots\dots (10-a)$$

$$TTSI(Chla) = 10(8.605 - \frac{1.8571 - 0.3264 \ln(Chla)}{\ln(1.544)}) \dots\dots\dots (10-b)$$

$$TTSI(TP) = 10(8.605 - \frac{2.1775 - 0.4230 \ln(TP)}{\ln(1.544)}) \dots\dots\dots (10-c)$$

將(10-a)、(10-b)、(10-c)三者平均，最後可得平均營養判別指標：

$$TTSI = \frac{1}{3} ( TTSI(TP) + TTSI(Chla) + TTSI(SDD) ) \dots\dots\dots (11)$$

參考各國優養標準( U.S. E.P.A.標準, 1975 ; Carlson, 1977 ; O.E.C.D.標準, 1982 ; Kratzer & Brezonik, 1981 ; Zakov, 1993 ; 舒金華, 1993 ; 舒金華等人, 1996 ; 胡景堯, 1996 ) 而訂定之德基水庫水質營養狀況評判表 (表 4)。

表 3 德基水庫修正後之 TTSI 表

TTSI	SDD (m)	TP (µg/l)	Chla (µg/l)
0	42.00	0.03	0.0031
10	27.20	0.07	0.012
20	17.62	0.20	0.045
30	11.41	0.54	0.170
40	7.39	1.52	0.645
50	4.79	4.25	2.440
60	3.10	11.85	9.234
70	2.01	33.10	34.938
80	1.30	92.42	132.197
90	0.84	258.05	500.208
100	0.55	720.53	1892.692

(雷祖強與鄭克聲, 1999)

另外將實測水質資料使用(10)及(11)式計算 TTSI 值及使用表 4 可得水質營養狀況程度評判結果 (如表 5)。

表 4 德基水庫水質營養狀況評判表

等級	TTSI	水質狀況
貧養(Oligotrophic)	$TTSI < 53$	水質佳, 污染極少
普養(Mesotrophic)	$53 \leq TTSI < 61$	可用於各項用途
普養-優養(Meso-eutrophic)	$61 \leq TTSI < 66$	有初期污染之傾向, 未來將增加水質處理費用
優養(Eutrophic)	$66 \leq TTSI < 78$	水質受到污染, 已形成調配用水壓力
重優養(Polyeutrophic)	$78 \leq TTSI < 94$	水質不佳, 已嚴重污染
超優養(Hypereutrophic)	$TTSI > 94$	極不佳, 非常嚴重污染問題

表 5 實測水質資料之 TTSI 值與水質營養狀況程度評判結果

水庫断面	1993/8/23		1994/10/17		1995/1/10		1996/7/22	
	TTSI	水質營養狀況	TTSI	水質營養狀況	TTSI	水質營養狀況	TTSI	水質營養狀況
S-6	62.12	普養-優養	69.39	優養	56.72	普養	63.97	優養
S-18	71.98	優養	76.48	優養	57.27	普養	71.95	優養
S-28	80.97	重優養	77.64	優養	61.34	普養-優養	70.27	優養
S-39	----		85.66	重優養	67.01	優養	87.78	重優養
R-4	98.33	超優養	89.39	重優養	75.22	優養	103.37	超優養

----表缺資料

## 五、遙測影像與水質參數之關係

### 5-1 濛氣校正

可見光輻射的大氣散射 (Scattering) 對所有的衛星和高空成像都有影響 (Schowengerdt, 1983)。一般普通的大氣校正技術是以多譜段圖像之直方圖為基礎，而其中必需包含深水水體或地形陰影 (Chavez, 1975; Potter 與 Mendlowitz, 1975)。如果將大地衛星 MSS 圖像每個波段繪在同一圖上，其相對位置如圖 4(a) 中所示，實驗已證明大氣散射對 MSS 7 波段的圖像並無任何效應 (Schowengerdt, 1983)。因此可假設其直方圖底端的位移是由大氣散射之分量所造成的，如果沒有大氣影響的話，其波譜當中也會有一些灰階為零或近似零之結果。

因此每一波段之最小值，可視為該波譜段之大氣散射分量，將它自全部像元中減去 (如圖 4(b))，以完成大氣校正。本研究則調查 4 幅不同時間全幅影像之灰階最小值 (如表 6)，以供濛氣校正之資料。

### 5-2 水質影像模型建立

經過濛氣校正後，可去除大氣散射效應，藉此我們就可以將 4 幅影像資料合併討論。水質樣本與影像樣本之建構關係方式如下 (鄭克聲, 雷祖強, 1997; Cheng et al., 1998; Cheng et al., 2000)：

$$\ln(Y) = A + B \ln(TM4) + C \ln(TM2) \dots (12)$$

Y 是水質參數，其中葉綠素-a 與總磷之單位是  $\mu\text{g}/\ell$ ，透明度之單位是 m，TM4 與 TM2 分別是影像像元灰階值。在(12)式當中波段的選取上，本研究選取 TM4 與 TM2 波段做為衛星樣本資料，回顧不同葉綠素-a 濃度之水體光譜反射圖 (圖 1)，可以清楚的看出，TM2 與 TM4 的波段，對水體葉綠素存在不同反射量之物理現象，也就是說水體當中不同葉綠素-a 濃度對 TM2 之反應是敏感的，特別是在葉綠素-a 濃度愈高時，這種現象愈明顯。相對於 TM2，水體對 TM4 波段的吸收能力則高出許多，也就是說，水體中葉

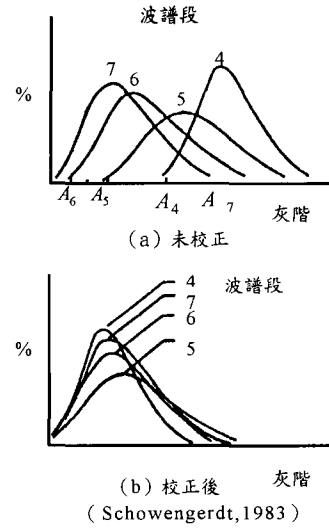


圖 4 利用多光譜圖像直方圖校正大氣散射

表 6 全幅影像灰階最小值

日期	TM1	TM2	TM3	TM4
1993/08/31	41	10	7	2
1994/10/05	40	10	6	1
1995/01/09	32	7	5	1
1996/07/22	39	10	6	1

綠素-a 濃度的多寡，對 TM4 的反射量並無太多影響。利用此特性選擇這兩波段並配合前節所探討之濛氣校正程序，進行水質樣本與影像樣本關係式之建立，並得到如下之結果：

$$\ln(Chla) = -1.432 + 1.195 \ln(TM4) + 1.239 \ln(TM2) \dots (13)$$

$$R^2 = 0.80$$

$$\ln(TP) = 0.675 + 1.4116 \ln(TM4) + 0.01387 \ln(TM2) \dots (14)$$

$$R^2 = 0.79$$

$$\ln(SDD) = 2.925 - 0.629 \ln(TM4) - 0.515 \ln(TM2) \dots (15)$$

$$R^2 = 0.78$$



表 7 衛星影像資料推估之 *TTSI* 值

水庫断面	1993/8/31		1994/10/05		1995/1/9		1996/7/22	
	<i>TTSI</i>	水質營養狀況	<i>TTSI</i>	水質營養狀況	<i>TTSI</i>	水質營養狀況	<i>TTSI</i>	水質營養狀況
S-6	65.51	普養-優養	76.32	優養	62.48	普養-優養*	63.87	普養-優養
S-18	72.21	優養	68.33	優養	62.02	普養-優養*	68.27	優養
S-28	77.38	優養*	68.23	優養	64.87	普養-優養	70.67	優養
S-39	-----		81.99	重優養	66.53	優養	89.79	重優養
R-4	99.84	超優養	93.38	重優養	74.20	優養	101.09	超優養

\* 表狀態誤判 -----表資料缺失

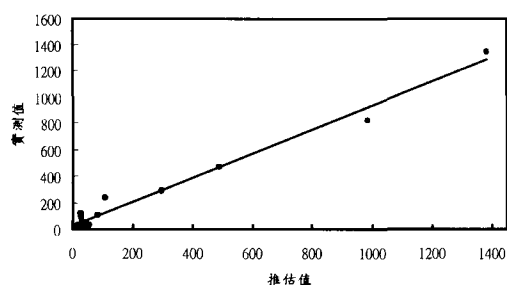


圖 5 葉綠素-a 實測值與推估值關係圖 ( $\mu\text{g}/\ell$ )

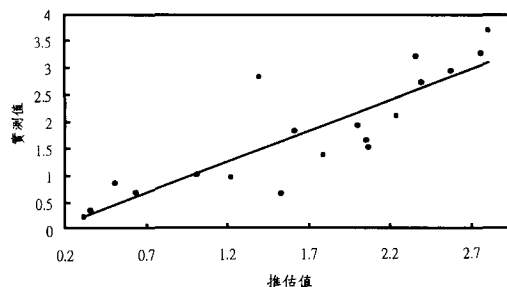


圖 7 透明度實測值與推估值關係圖 (m)

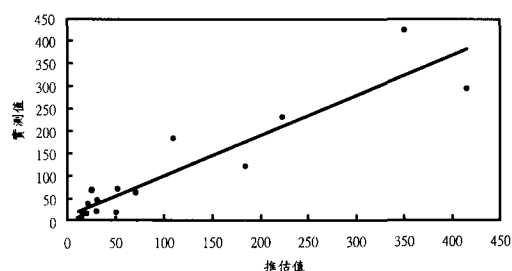


圖 6 總磷實測值與推估值關係圖 ( $\mu\text{g}/\ell$ )

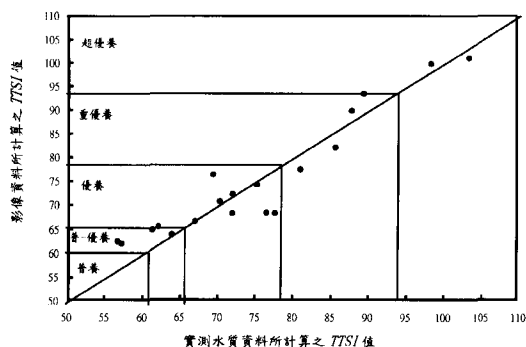


圖 8 實測水質資料 *TTSI* 值與使用影像推估 *TTSI* 值之空間散佈圖

另外將葉綠素-a、總磷與透明度實測值與推估值之關係繪在圖 5 至圖 7 中。

### 5-3 推估分析

使用衛星影像資料藉由關係式(13)、(14)及(15)，可分別得到全體水域之葉綠素-a、總磷與透明度之空間分佈，再藉由營養判別指標(10)及(11)式，就可推求水體之 *TTSI* 值，其結果如表 7 中所示。

另外將實測水質資料所計算之 *TTSI* 值 (表

5) 與使用影像推估之 *TTSI* 值 (表 7) 共同點繪在圖中 (如圖 8)，以表示這兩者之差異性。由圖中可以清楚的看出，使用此一模型 (關係式 (13)、(14)及(15)) 所推估之 *TTSI* 值與實測資料有相當良好的近似度，藉此可用此一關係式進行環境污染之空間描述。

## 六、優養指標之隨機變域模擬

自然界中的諸多現象（例如：降雨、氣溫、河川流量等），多具有時間或空間上的變異，若我們研究這些現象時只針對時間或空間上的一個點為之，則這些物理量之變異常被以隨機變數 (Random Variable) 描述之，而不同時間或空間點上之隨機變數未必相同，空間上各隨機變數即形成一隨機變域 (Random Field)。然而空間上不同位置之各隨機變數間並非完全獨立，而可能具有不同程度的相關性，因此隨機變域之表現值 (Realization) 即被稱為區域化變數 (Regionalized Variable, Re. V.)。通常以  $Z(x)$  代表一區域化變數， $x$  代表空間中的位置向量。所以區域化變數理論即是在分析及建構  $Z(x)$  之空間變異特性，並利用此特性來作推測。

對於環境污染（優養）問題而言，污染問題常因時間與空間的不同而產生隨機變異，以區域化變數理論之觀點而言，環境污染問題可視為一隨機變數，且滿足(16)式：

$$Z(x) = M(x) + Y(x) \dots\dots\dots(16)$$

其中  $Z(x)$  為位於  $x$  處之隨機變數； $M(x)$  為一緩慢變化之定率函數 (Deterministic function)，即所謂的區域平均值 (Drift)，其值等於  $Z$  在  $x$  處的期望值 ( $M(x) = E[Z(x)]$ )； $Y(x)$  為空間中不規則之變動值 (Erratic fluctuations)，其期望值為零。

另外半變異元 (Semi-Variogram) 所代表的是觀測資料之空間變異 (Spatial Variation) 特性，為克利金推估法之重要核心。試驗半變異元圖之計算，可由(17)及(18)式求得。

若  $Z(x)$  為定常性，則

$$\gamma(h) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{1}{2} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \right] \dots\dots(17)$$

其中  $Z(x_i), Z(x_i + h)$  表空間中任意兩觀測值； $n$  表配對數目； $h$  表觀測值間之相對距離。

若  $Z(x)$  為非定常性，則

$$\gamma(h) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{1}{2} [Y(x_i) - Y(x_i + h)]^2 \right] \dots\dots(18)$$

其中  $Y(x) = Z(x) - M(x)$ 。

當試驗半變異圖求得之後，尚需以理論半變異圖模式加以套配，才能完整地表達其空間之相關結構，並描述任何相對距離的變異情形。半變異元函數必需符合條件負定 (Conditionally negative definite) 之假設。

另外由於空間變異或空間推估之研究，往往僅能利用唯一或少數的隨機變域表現值以建立變異元函數並作後續之空間推估。但從序率模擬 (Stochastic simulation) 的觀點而言，若能針對給定之隨機變數及變異元函數模擬該隨機變域之多次表現值，則對序率空間推估之研究，將可跨入更寬廣之範疇。

一般而言，繁衍法通常都會具有的特徵為：有能力去正確的重建一空間特性，無人為影響及相關計算過程的影響，在計算上所必須花費的努力隨模擬區域的增大及精確度的增加而大幅增加，同時精確度不應因遷就計算的負擔而減少。HYDRO\_GEN 便是希望建立一種快速、正確且無人為影響計算之繁衍法，如此便可利用這種方法對一給定的空間變異方程式來繁衍具空間變異特性的隨機變域 (Bellin and Rubin, 1996)，此類的繁衍法若是成效良好，則我們便可利用這些方法來對於一些自然現象作序率性的分析。

HYDRO\_GEN 所研究的區域其空間分佈特性是由以下兩種方法之一來定義 (Bellin and Rubin, 1996)：

方法一：由平均值與共變異數表示空間變異特性。

$$E[Z(x)] = m_z(x) \dots\dots\dots(19)$$

$$C_z(x, x') = E[(Z(x) - m_z(x))(Z(x') - m_z(x')))] \dots\dots(20)$$

在本研究中我們設定  $Z(x)$  的統計特性為高斯分佈 (Gaussian distribution)。當然，若  $Z(x)$  的統計特性不為高斯分佈時，我們可利用以往研究出的方式將其轉換為高斯分佈。

方法二：由半變異元表示空間變異特性。

$$E[Z(x) - m_z(x)] = 0 \dots\dots\dots(21)$$

$$\gamma_z(x, x') = \frac{1}{2} E \left[ (Z'(x) - Z'(x'))^2 \right] \dots\dots\dots(22)$$

其中  $q = 1, 2, \dots, N-1$

若要將(28)式以矩陣形式表示則：

此時  $Z'(x) = Z(x) - m_z(x)$

由方法一及方法二所表示的兩種空間分佈特性是相當類似的，在方法一中所表示的是一區域的變異性可由有限的尺度來表現，這有點類似在方法二中當半變異圖在一有限的距離內到達臨界變異值的情形。

我們若考慮一個隨機變域的空間變異特性是由(19)式與(20)式所決定。在繁衍開始時，我們以  $x_0$  為起點，用標準隨機繁衍法 (Standard random generator) 來繁衍出  $z(x_0)$ ，當  $z(x_0)$  被繁衍出來後便被當為一個基準。下一步便是考慮一鄰近點  $x_1$ ，用高斯條件式程序 (Gaussian conditioning procedure)，其中條件均值 (Conditional mean) 可由(23)式所決定：

$$E[Z^c(x_1)] = m_z(x_1) + \lambda_1(x_1)[z(x_0) - m_z(x_0)] \dots\dots\dots(23)$$

而條件變異數 (Conditional variance) 便可由 (24) 式決定：

$$\sigma_z^{2c}(x_1) = \sigma_z^2 - \lambda_1(x_1)C_z(x_1, x_0) \dots\dots\dots(24)$$

其中內插係數  $\lambda$  是由(25)式所決定：

$$\lambda_1(x) = \frac{C_z(x_0, x_1)}{\sigma_z^2} \dots\dots\dots(25)$$

當  $E[Z^c(x_1)]$  與  $\sigma_z^{2c}$  決定了之後， $z(x_1)$  便可以被繁衍出來，並加入我們的資料中做為下一步的繁衍之用。

因此當我們要用  $N-1$  個資料繁衍第  $N$  點時，其通式可表示為：

$$E[Z^c(x_N)] = m_z(x_N) + \sum_{j=1}^{N-1} \lambda_j(x_N)[z(x_j) - m_z(x_j)] \dots\dots\dots(26)$$

$$\sigma_z^{2c}(x_N) = \sigma_z^2 - \sum_{j=1}^{N-1} \lambda_j(x_N)C_z(x_N, x_j) \dots\dots\dots(27)$$

$$\sum_{j=1}^{N-1} \lambda_j(x_N)C_z(x_j, x_q) = C_z(x_N, x_q) \dots\dots\dots(28)$$

$$\begin{bmatrix} C_z(x_1, x_1) & \cdot & C_z(x_j, x_1) & \cdot & C_z(x_{N-1}, x_1) \\ C_z(x_1, x_q) & \cdot & C_z(x_j, x_q) & \cdot & C_z(x_{N-1}, x_q) \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ C_z(x_1, x_{N-1}) & \cdot & C_z(x_j, x_{N-1}) & \cdot & C_z(x_{N-1}, x_{N-1}) \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \lambda_1(x_N) \\ \cdot \\ \lambda_j(x_N) \\ \cdot \\ \lambda_{N-1}(x_N) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_z(x_N, x_1) \\ \cdot \\ C_z(x_N, x_q) \\ \cdot \\ C_z(x_N, x_{N-1}) \end{bmatrix} \dots\dots\dots(29)$$

在這個矩陣形式的表示法裡面，其中等號左邊的第一個矩陣是作為模擬條件的  $N-1$  個資料的共變異數矩陣(Covariance matrix)，第二個矩陣是當我們要繁衍第  $N$  點時所需要用到的係數矩陣；等號右邊的矩陣則是所要繁衍的第  $N$  點與作為模擬條件的  $N-1$  個資料的共變異數矩陣。在繁衍的過程中此一計算內插係數的步驟是較為花時間的一個步驟，因為必須要做反矩陣的運算。不過從式中可以發現因模擬的隨機變域其變異特性的影響範圍(Influence range)是有限的，因此共變異數會隨著距離的增加而快速消滅；同時內插係數是和  $z(x_j)$  與  $z(x_N)$  兩點間的距離，或是說和兩者間的相對位置有關，而與  $z(x_j)$  的值無關，因此在計算上的負擔可以減輕一些。也正因為如此，觀察第(28)式，我們可以發現，在式中所要推求的是要繁衍第  $N$  點時所需要用到的係數矩陣，而決定此矩陣的便是作為模擬條件的  $N-1$  個資料的共變異數矩陣以及所要繁衍的第  $N$  點與作為模擬條件的  $N-1$  個資料的共變異數矩陣。而當我們所要繁衍的區域是定常性的結構時，則任兩點間的共變異數只與兩點間的距離有關，而與所在的位置無關。因此若我們所要繁衍的點與用來模擬條件的資料間的相對位置固定時，則我們

所需要的係數矩陣便是相同的。這表示在繁衍的過程中，並不是在繁衍每一點時都需要算一次係數矩陣，而是可將整個要繁衍的區域分為若干個區塊，要繁衍在某個區塊內的網格點時所要用的係數矩陣便是一樣的。因此在整個繁衍過程中，我們所要用的係數矩陣便只有若干組，要繁衍時將視其所在的位置而決定要用到那一組係數，如此可增進運算效率與降低運算時間。

## 七、水庫營養狀況之評估

### 7-1 研究流程

掌握了前節的理論基礎之後，研究中針對每幅影像，計算其半變異元圖（空間結構），並繁衍此一結構下 *TTSI* 值之多次表現值，計算步驟如下：

- (1) 為獲得此區域優養問題之空間結構，將衛星資料所計算之 *TTSI* 影像 ( $Z(x,y)$ ) 進行半變異元計算，直觀上應可從 *TTSI* 影像上獲得有效之半變異元，但以 1996 年 7 月 22 日的影像為例（圖 9），從圖中可清楚的發現，*TTSI* 影像之半變異元結果明顯具有空間趨勢(trend or drift)效應（其他 3 幅影像也有類似結果），也就是說不符合半變異元無限特性(Behavior of Infinity)之條件。此一效應應是德基水庫之環境優養污染，是來自上游集水區而往下游出水口逐漸遞減（水體自淨），由於存在此種效應，將會造成非定常性之隨機變域，違背區域化變數理論之二階定常性假設，若直接套配則會產生半變異元模式之不適當結果。
- (2) 因此研究中將 *TTSI* 影像進行 5×5 低通濾波器運算，以作為描述地形效應定率函數  $M(x,y)$  之資料。
- (3) 此時  $Y(x,y) = Z(x,y) - M(x,y)$ 。
- (4) 計算  $Y(x,y)$  試驗半變異元函數，此時僅考慮等向性之空間結構，並與理論半變異元函數套配。
- (5) 將影像所計算半變異元結果代入 HYDRO\_GEN 當中，可繁衍全域影像之多次 *TTSI* 值（研究中繁衍 600 次）。

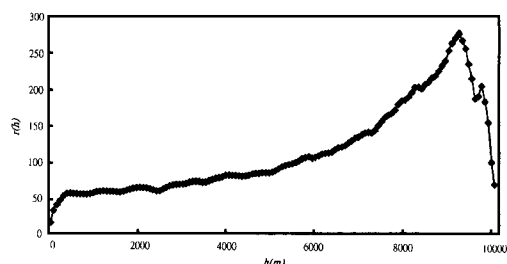


圖 9 使用 1996 年 7 月 22 日影像計算 *TTSI* 試驗半變異元之結果

表 8 高斯模式套配之參數

	$C_0$	$C$	$a$	$\gamma(h) = C_0 + C \left[ 1 - \text{Exp} \left( - \left( \frac{h}{a} \right)^2 \right) \right]$ 影響範圍 = $\sqrt{3}a$
1993	0	10	70	
1994	0	6.2	60	
1995	4.4	1.84	13	
1996	0	14	65	

- (6) 進而合理的評估全域及斷面之優養機率問題。

### 7-2 半變異元結果

針對四幅影像去除地形效應後並計算 *TTSI* 之半變異元，研究中所選擇的最佳理論套配模式為高斯模式（表 8），其中  $\gamma(h)$  為距離在  $h$  時之變異數， $C_0$  為碎塊變異值， $C$  為結構變異值， $a$  為影響距離參數。圖 10 中為 4 幅影像計算 *TTSI* 值之半變異元圖，圖中顯示污染分佈空間結構關係存在，也就是說我們可利用半變異元來描述污染分佈之空間問題。在德基水庫地區，優養化是此地區之嚴重問題，然而優養化污染之影響，可從空間半變異元圖中顯現，因此使用半變異元來表示優養污染之空間結構，為可行之研究方向。

### 7-3 水質優養風險分析

傳統水庫水質優養判別，均是利用各斷面處之水質採樣資料，並以平均方式進行廣域水體之評判，此法存在許多不確定性之因素，因此有必要使用衛星資料評估水質優養之風險問題。根據

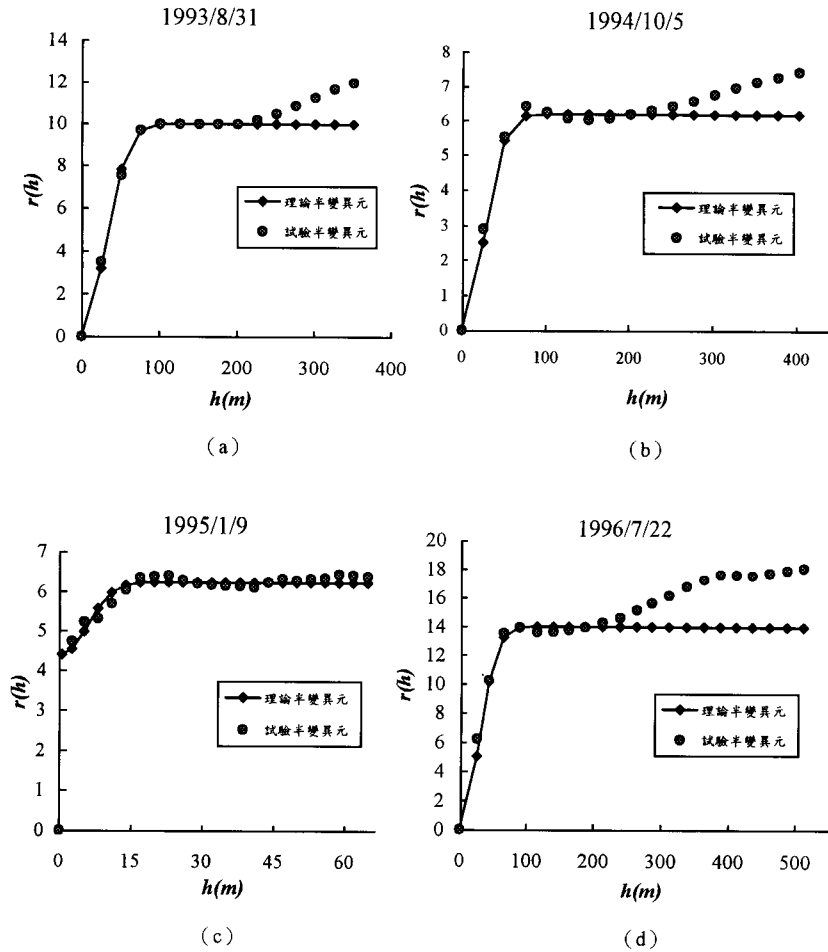


圖 10 德基水庫 4 幅不同時間影像計算  $TTSI$  值之半變異元圖

4 幅影像所得  $TTSI$  之半變異元特性，使用 HYDRO\_GEN 可針對全域水質營養指標進行多次模擬，進而就可以針對德基水庫進行營養狀態評估，這樣的評估將分成兩個方向，首先是全域水質平均評估，其次是斷面問題之評估。

#### 1. 全域水質平均評估

若考慮以全域水質平均之方式進行水質評估，此時  $\overline{TTSI}_\Omega$  之定義與評估方式如下：

$$\overline{TTSI}_\Omega = \frac{1}{\Omega} \int_\Omega \overline{TTSI}(x) dx \dots\dots\dots(30)$$

$\Omega$ ：代表全域水體之面積（在此為  $TTSI$  影像）  
水庫水質的營養狀態分級標準（如表 4），

使用 HYDRO\_GEN 模擬 600 次後，取其全域平均值 ( $\overline{TTSI}_\Omega$ ) 及變異數資料，此時模擬之結果符合常態分佈，水庫優養風險狀態判定之程序如下：

- (1) 事件  $A = \{ \overline{TTSI}_\Omega \mid \overline{TTSI}_\Omega \geq v_c \}$   $v_c$  為水質營養狀況適宜之門檻值（例如  $v_c = 61$ ）。
  - (2) 若  $P(\overline{TTSI}_\Omega) \geq 0.95$  則依據  $v_c$  判定水質狀態（水質狀況為普養-優養）。
- 也就是說  $v_c \leq \overline{TTSI}_\Omega \alpha = 0.05 \Rightarrow \overline{TTSI}_\Omega \alpha = 0.05 = \hat{\mu} - 1.645 \hat{\sigma}$
- $\hat{\mu}$ ：為多次模擬  $\overline{TTSI}_\Omega$  之平均值  
 $\hat{\sigma}$ ：為多次模擬  $\overline{TTSI}_\Omega$  之標準偏差

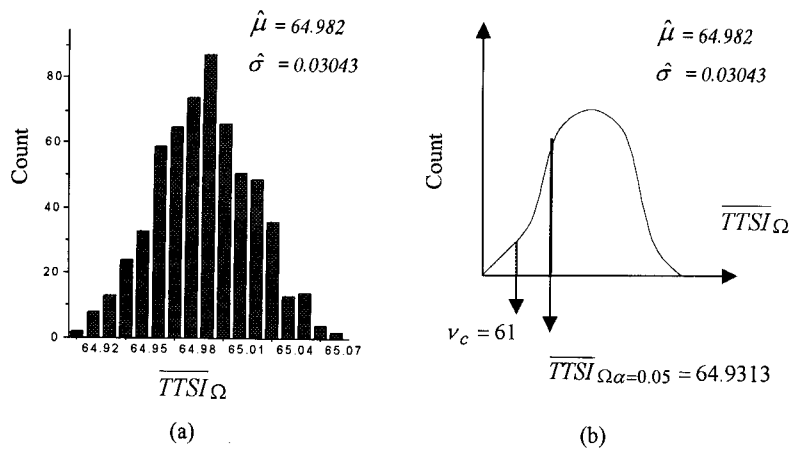


圖 11 (a)使用 1995 年 1 月 9 日影像模擬 600 次  $\overline{TTSI}_{\Omega}$  之直方圖，(b) 判別全域水質營養狀況示意圖

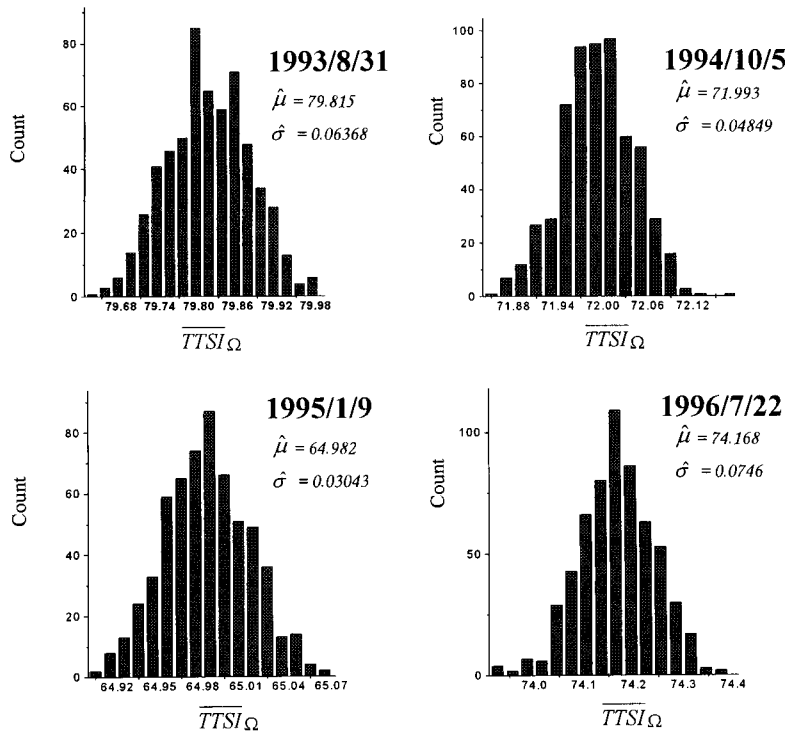


圖 12 使用 HYDRO\_GEN 模擬 4 幅影像之全域  $\overline{TTSI}_{\Omega}$  之直方圖

圖 11(a)為使用 1995 年 1 月 9 日影像模擬 600 次值之全域平均直方圖，圖 11(b)為判別全域水質營養狀況示意圖。圖 11(b)當中因為  $v_c$  為 61，而  $\overline{TTSI}_{\Omega\alpha=0.05}$  值已超過 61 所以判定水質狀況為

普養-優養。使用 HYDRO\_GEN 模擬 4 幅影像之全域  $\overline{TTSI}_{\Omega}$  直方圖如圖 12 中所示，而利用水庫水質營養狀態分級標準並將全域水質平均後之營養狀態分級結果如表 9 中所示。在表 9 中，同

表 9 全域水質平均與實測資料平均量化之營養狀態分級表

方法	1993/8/31		1994/10/05		1995/1/9		1996/7/22	
	TTSI	水質營養狀況	TTSI	水質營養狀況	TTSI	水質營養狀況	TTSI	水質營養狀況
全域水質平均法	79.82	重優養	71.99	優養	64.98	普養-優養	74.17	優養
實測水質資料平均法	78.35	重優養	79.71	重優養	63.51	普養-優養	79.47	重優養

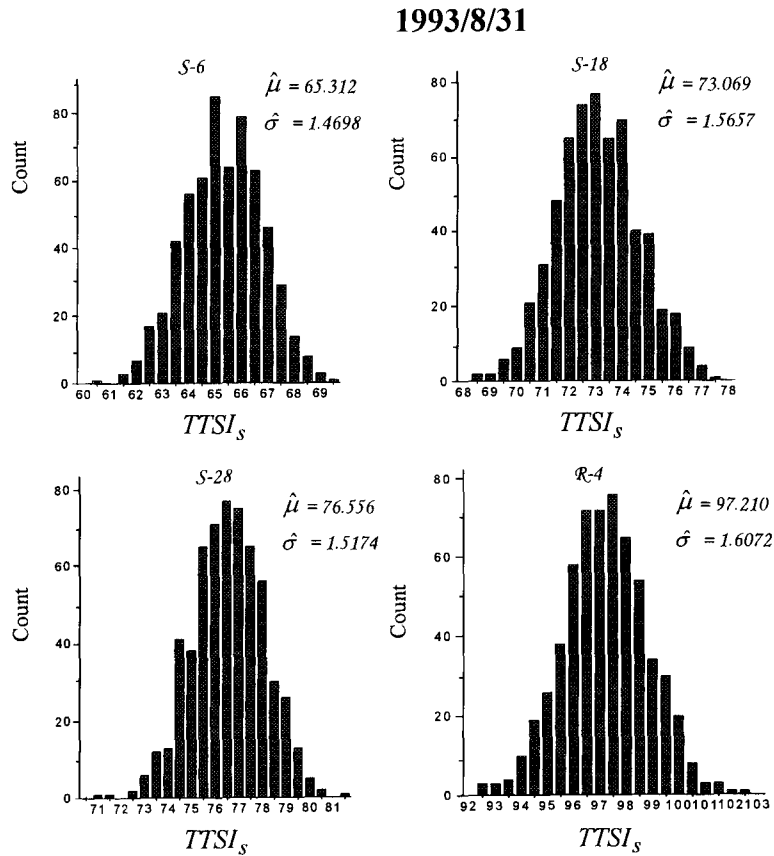


圖 13 使用 1993 年 8 月 31 日影像模擬各斷面位置  $TTSI_s$  值之直方圖

時也進行實測水質資料平均法與全域水質平均法之評比。由於在德基水庫地區實測資料至多 5 點，平均量化容易造成問題誤判，1994 年與 1996 年之水質多高估其問題嚴重性，也就是將全域優養狀況之水體，誤判成重優養。

## 2. 斷面水質評估

斷面評估之方式，與全域評估方式類似，所

採用的分級標準也相同，但此時採用資料為影像上的水質斷面模擬資料，也就是  $TTSI_s$  值（ $S$  代表斷面）。4 幅影像經由 HYDRO\_GEN 模擬 600 次並於各斷面位置取樣後，可繪其  $TTSI_s$  之直方圖（如圖 13），圖中  $\hat{\mu}$  與  $\hat{\sigma}$  為多次模擬  $TTSI_s$  之斷面平均值與標準偏差。各斷面營養狀態分級後之結果如表 10 中所示。

表 10 各斷面資料經由多次模擬後所判別水質營養狀況之結果

水庫斷面	1993/8/31	1994/10/05	1995/1/9	1996/7/22
	水質營養狀況	水質營養狀況	水質營養狀況	水質營養狀況
S-6	普養-優養	優養	普養	普養
S-18	優養	普養-優養	普養	普養-優養
S-28	優養	優養	普養-優養	優養
S-39	-----	優養	優養	重優養
R-4	超優養	重優養	優養	超優養

---表資料缺失

## 八、結論

1. 遙測資料調查水庫水體污染分佈之結果，符合現況土地利用所帶來之污染源影響，因此遙測資料有其高度之應用價值。
2. 由於水質單點採樣，並不能充分說明整體之狀況，配合地面水質採樣資料與衛星影像資料，可有效建立描述污染空間分佈之迴歸關係式，進而推求全域之水質狀況，因此使用遙測資料可大幅提升評估水庫整體優養化之能力。
3. 經過濛氣校正後，可以將各影像中，大氣散射所造成之影像偏差量去除，藉此我們就可以將 4 幅影像資料合併討論。水質樣本與影像樣本之統計模型關係： $\ln Y = A + B \ln TM4 + C \ln TM2$ ，Y 是水質參數；其中葉綠素與影像樣本之  $R^2$  為 0.80，總磷與影像樣本之  $R^2$  為 0.79，透明度與影像之樣本  $R^2$  為 0.78，據此可建立德基水庫水質污染狀況空間分佈之關係。
4. 研究中顯示使用半變異元模式，可以建立優養污染問題之空間結構，但半變異元模式影響因素有空間採樣點的配置、模式的計算與套配，而這些過程將會影響問題最後評估結果，因此如何取得良好模式及套配，有待更進一步之研究。
5. 配合德基水庫水質營養狀況表，再利用 HYDRO\_GEN 隨機變域模擬之方法，可多次模擬 TTSI 值，並針對水庫全域及各斷面位置，進行水質營養狀態風險分析，進而更合理評判水庫水質之營養狀態。

## 參考文獻

1. Baban, S.M.J., 1993. Detecting water quality parameters in the Norfolk Broads, U.K., Using Landsat imagery. *Int. J. Remote Sensing*, Vol. 14, pp. 1247~1267.
2. Baban, S.M.J., 1996. Trophic classification and ecosystem checking of lakes using remotely sensed information. *Hydrological Sciences – Journal-des Sciences Hydrologiques*, 41(6), pp. 939~957.
3. Bellin, A. and Y. Rubin, 1996. HYDRO\_GEN: A Spatially Distribution Random Field Generator for Correlated Properties. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, Vol. 10, No. 4, pp. 253~278.
4. Braude, C., Yosef, N.B. and I. Dor, 1995. Satellite remote sensing of waste water reservoirs. *Int. J. Remote Sensing*, Vol. 16, No. 16, pp. 3087~3114.
5. Carlson, R. E., 1977. A trophic state index for lakes. *Limnol. Oceanogr.*, 22(2), pp. 361~369.
6. Chavez, P. J., 1975. Atmospheric, Solar, and MTF Corrections for ERTS Digital Imagery, *Soc. Of Photogrammetry Fall Covention*.
7. Cheng, K.S., Lei, T.C. and H.C., Yeh, 1998. Reservoir water quality monitoring using Landsat TM images and indicator kriging. 19<sup>th</sup> Asian conference on remote sensing.
8. Cheng, K.S., Lei, T.C. and H.C. Yeh, 2000. Reservoir trophic state evaluation using Landsat



- TM images and geostatistical conditional simulation. 4th International Symposium on Spatial Accuracy Assessment in Natural Resources and Environmental Sciences, Amsterdam, Netherlands. pp. 105~108.
9. Dillon, P.J. and F. H. Rigler, 1974. The phosphorus-chlorophyll relationship in lakes. *Limnol. Oceanogr.* 19(5), pp. 767~773.
  10. Gregor, D. J. and W. Rast, 1982. Simple trophic state classification of the Canadian nearshore waters of the Great Lakes, *Water Resources Bulletin*, Vol. 18, No.4, pp. 565~573.
  11. Han, L., 1997. Spectral reflectance with varying suspended sediment concentrations in clear and algal-laden waters. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, Vol. 63, No. 2, pp. 701~705.
  12. Kratzer, C.R. and Brezonik, P. L., 1981. A Carlson-type trophic state index for nitrogen in Florida lakes. *Water Resources Bulletin*, Vol. 17, No. 4, pp. 713~715.
  13. Lathrop, R. G., 1992. Landsat Thematic Mapper monitoring of turbid inland water quality. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, Vol. 58, No. 4, pp. 465~470.
  14. Lavery, P., Pattiaratchi, C., A. Wyllie and P. Hick, 1993. Water quality monitoring in estuarine waters using the Landsat Thematic Mapper. *Remote Sens. Environ.* 46, pp. 268~280.
  15. Lillesand, T.M., Johnson, W.L., Deuil, R.L., Lixdstrom, O.M. and D.E. Meisner, 1983. Use of Landsat data to predict the trophic state of Minnesota lakes. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, Vol. 49, No. 2, pp. 219~229.
  16. Potter, J.F. and M.A. Mendlowitz, 1975. On the Determination of Haze Levels from Landsat Data. *Proc. International Symposium on Remote Sensing*, Vol. 2, pp. 695-703.
  17. Redfield, A.C., 1934. On the proportions of organic derivatives in sea water and their relation to the composition of plankton. In James Johnstone Memorial Volume, Liverpool, pp. 171~192.
  18. Rundquist, D.C., Han, L., Schalles, J.F. and J.S. Peake, 1996. Remote measurement of algal chlorophyll in surface waters: The case for the first derivative of reflectance near 690 nm. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, Vol. 62, No.2, pp.195~200.
  19. Sakamoto, M., 1966. Primary production by phytoplankton community in some Japanese lakes and its dependence on lake depth. *Arch. Hydrobiol.* 62: pp. 1~28.
  20. Schowengerdt, R.A., 1983. *Techniques for Image Processing and Classification in Remote Sensing*, Academic Press, Inc.
  21. Tassan, S., 1993. An improved in-water algorithm for the determination of chlorophyll and Suspended sediment concentration from Thematic Mapper data in coastal waters. *Int. J. Remote Sensing*, Vol. 14, No. 6, pp. 1221~1229.
  22. Verdin, J.P., 1985. Monitoring water quality conditions in a Large Western Reservoir with Landsat imagery. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, Vol. 51, No. 3, pp. 343~353.
  23. Zakova, Z., Berankova, D., Kockova, E. and P. Kriz, 1993. Influence of diffuse pollution on the eutrophication and water quality of reservoirs in the Morava river basin. *Wat. Sci. Tech.*, Vol. 28, No. 3-5, pp. 79~90.
  24. 水資源統一規劃委員會(1993), 台灣地區重要水庫水質暨優養化之研究, 研究報告, 00-資-53。
  25. 李祚泳, 張輝軍(1993), 我國若干湖泊水庫的營養狀態指數  $TSI_c$  及其與各參數的關係, 環境科學學報, Vol. 13, No. 4, pp. 391~397。

26. 余豐寧, 李旭文, 蔡啟銘, 陳寧焯(1996), 水體葉綠素含量的遙感定量模型, 湖泊科學, Vol. 8, No. 3., pp. 201~206。
27. 近藤次郎著, 劉鴻亮等人譯(1987), 環境科學入門, 中國環境科學出版社。
28. 胡景堯(1996), 模糊理論在水庫優養化判別上的應用, 國立臺灣大學環境工程研究所碩士論文。
29. 黃炳達, 陳鎮東(1994), 台灣地區湖泊水庫懸浮顆粒有機質之碳、氫、氧、氮、硫元素計量分析, 海洋與湖沼, Vol. 25, No. 1, pp. 29~36。
30. 郭振泰, 吳俊宗(1990), 臺灣地區給水水源優養化評估法之建立及其優養程度調查(一), 行政院環境保護署, EPA-79-003-01-008。
31. 郭祥亭(1986), 水庫水源簡易指標之可行性研究, 國立臺灣大學環境工程研究所碩士論文。
32. 陳楚群, 施平, 毛慶文(1996), 應用 TM 數據估算沿岸海水表層葉綠素濃度模型研究, 環境遙感, Vol. 11, No. 3, pp. 169~175。
33. 曾四恭, 吳先琪(1988), 德基水庫水質優養化改善對策研究, 國立臺灣大學環境工程研究所。
34. 舒金華(1993), 我國主要湖泊富營養化程度的評價, 海洋與湖沼, Vol. 24, No. 6, pp. 616~620。
35. 舒金華, 黃文鈺, 吳延根(1996), 中國湖泊營養類型的分類研究, 湖泊科學, Vol. 8, No. 3, pp. 193~200。
36. 雷祖強, 鄭克聲(1999), 德基水庫水質營養狀況指標, 農業工程學報, Vol. 45, No. 4, pp. 61~72。
37. 鄭克聲, 雷祖強(1997), 使用 Landsat TM 影像評估德基水庫優養化之研究, 八十六年度農業工程研討會, pp. 463~469。
38. 鄭克聲, 鄭彥彬, 葉惠中(1999), 隨機變域繁衍之研究及其應用, 台灣水利, 第 47 卷, 第 2 期, pp. 38~49。
39. 德基水庫集水區管理委員會(1993), 水資源統一規劃委員會, 德基水庫集水區第三期整體治理規劃\_水質監測及管理模式研究, 第一年(82 年度)工作報告。

收稿日期：民國 89 年 10 月 30 日

接受日期：民國 89 年 11 月 23 日