

不同預測時距對模式預測能力影響之研究

陳鴻烈⁽¹⁾ 蔡大偉⁽²⁾

摘要

本研究是以德基水庫為研究對象，利用時間序列模式來預測其未來的優養化變化趨勢，協助該區優養化問題的經營管理。研究分為兩個部分，第一部分是使用三種由傳統時間序列模式演變而成的預測模式，依據不同的「預測時距」來做優養化預測分析。第二部分則是選用三種模式評比方法來檢視各個模式最佳時距的選擇。研究顯示，以「月」作為模式預測時距時，會得到最佳結果，此時預測值和觀測值最為接近，亦即能呈現水庫未來最真實的優養化變化趨勢。
(**關鍵字**：模式預測、時距選擇、優養化)

Effects of Predictive Time Period on Modeling Predictive Ability

Paris Honglay Chen

Professor, Department of Soil and Water Conservation,
National Chung-Hsing University, Taichung, Taiwan 402, R.O.C.

David D-W. Tsai

Graduate Student, Department of Soil and Water Conservation,
National Chung-Hsing University, Taichung, Taiwan 402, R.O.C.

ABSTRACT

Using three Time Series models of predicting the trophic progression and evolution of Te-Chi reservoir, this research was to determine the effects of predictive time period on modeling predictive ability. The research was divided into two parts. The first part was to predict the reservoir's eutrophication under the three time series models with various time periods. The second part was to determine the best predictive time period for each of the three models. The results showed that the best predictive time period is "month". The "month" predictive values were the closest to the observed values among the predictive time periods studied, i.e. the model established by the "month" period was tracking very closely the actual trophic progression of the reservoir. We believe that the results of this research can greatly enhance the eutrophication management of the reservoir and potentially other reservoirs as well.

(**Keywords**: Model prediction, Prediction duration, Eutrophication)

(1) 國立中興大學水土保持學系教授

(2) 國立中興大學水土保持學系研究生

前言

在水資源越來越匱乏的趨勢下，如何保護有限的水資源，並且有效的運用，已成為全人類面臨的重大課題之一，而優養化的管理即為其中重要工作的一環。要在經濟發展與環境資源保育中取得平衡，才能永續利用寶貴的水資源。

本研究選用大甲溪流域上游的德基水庫歷年優養化監測資料為對象(經, 1983~1996)(該資料自 1987 年後大多採隔月測量的方式)，並以過去相關的優養化時間序列分析資料為基礎(陳, 1997b, 1998, 1999, 2000b, 2000c, 2004, 2005)，分別進行 (1) 根據不同的預測模式，做出不同預測時距的預測結果比較；及 (2) 利用不同的檢定法來決定最佳的預測時距，進一步校正模式，找出最佳預測模式。研究結果可提升優養化預測模式之發展，進而協助長期管理計畫，作為管理之依據，因此對水資源管理工作有莫大的助益(湯, 2003)。

理論分析

一、優養化指標 TSI

一般為了評估水庫優養化情形，大部分都採用 Carlson 多變數指標法。根據葉綠素 a 濃度、透明度與總磷濃度，分別計算優養指數值 (TSI)，用來評判優養化程度。指標計算方法如下：

$$TSI(Chl-a) = 9.81 \ln(Chl-a) + 30.6$$

Chl-a：葉綠素 a 濃度 ($\mu\text{g/L}$)

$$TSI(SD) = 60 - 14.41 \ln(SD)$$

SD：透明度 (m)

$$TSI(TP) = 14.42 \ln(TP) + 4.15$$

TP：總磷濃度 ($\mu\text{g/L}$)

卡爾森水體優養指數值 (TSI) 為以上各值之平均，即

$$TSI = [TSI(Chl-a) + TSI(SD) + TSI(TP)] / 3$$

優養化程度之判定：當 TSI 值小於 40 時為「貧養」，介於 40 和 50 之間時為「普養」，大於 50 時則為「優養」。

根據大甲溪流域河川水質長期追蹤計畫工作報告，計算 TSI 的三種濃度資料中，以總磷最為完整(陳, 1999)，故本研究是以 TSI (TP) 作為優養化程度之判斷依據。

二、分析模式

時間序列理論自 1970 年 Box-Jenkins 發展出時間序列在預測及控制上的分析研究至今，經過許多學者的改良與驗證，已有長足的進步，且運用廣泛。例如：配合 Bootstrapping 和 Monte Carlo 來簡化模擬等方法(de Gooijer, 2004)。國外應用時間序列分析來輔助水資源的管理，更是已經蓬勃發展且行之有年(陳, 2000a)。

本研究採用的時間序列理論，為發展最完善且應用範圍最廣泛的傳統時間序列模式，可用來了解水質變動情形，並建立各參數之模式以預測未來之變動趨勢(林, 2004)。傳統時間序列模式可分為相加與相乘性兩種，本研究即是以此模式分析數據為基礎，來做進一步的研究。

(一) 相加性分解模式 (Additive Decomposition Method)

若將 TSI 值以 Y 來替代，再將長期趨勢 (T)、季節變動 (S)、循環變動 (C) 與不規則變動 (I) 四個變動成分以相加的型式來表示，即形成時間序列模式中的相加模式，亦即

$$Y = T + S + C + I$$

在經過相加模式分析後，分別求出 T、S、C、I 四個變動成分的數值，即可藉由這些數據來預測未來優養化的趨勢(陳, 1997a)。

(二) 相乘性分解模式 (Multiplicative Decomposition Method)

若將 TSI 值以 Y 來替代，再將 T、S、C、I 四個變動成分以相乘的型式來表示，即形成時間序列模式中的相乘模式，亦即

$$Y = T \times S \times C \times I$$

同樣的，此模式亦可藉由 T、S、C、I 四個因子的計算值來推求未來優養化的趨勢 (陳，1998)。

三、模式檢定方法

在大多數的預測研究中，評判的標準就是預測的正確程度 (Lawrence, 2005)，而一般模式比較經常針對模式正確性 (Accuracy) 與解釋變動之能力 (Explainability) 進行探討 (吳，2003)，因此常採用的檢定方法，可分為誤差平方和 (Sum of Squares Error, SSE)、平均誤差平方 (Mean Square Error, MSE)、均方誤差 (Root Mean Squared Error, RMSE)、泰爾不等係數 (Theil' Inequality Coefficient, THEIL)、平均絕對誤差百分比 (Mean Absolute Percentage Error, MAPE) 以及平均平方根百分比誤差 (Root Mean Square Percentage Error, RMSPE) 等六種。藉由過去的研究 (陳，2005) 挑選出檢定力較強且使用方便的方法，包括 (1) 泰爾不等係數、(2) 誤差平方和與 (3) 平均絕對誤差百分比三種，將預測結果先使用泰爾不等係數來判定模式預測能力的表現，再藉由誤差平方和及平均絕對誤差百分比來檢定預測的結果是否準確。

(一) 泰爾不等係數

在模式預測準確度方面可引用泰爾不等係數 (Theil' Inequality Coefficient, THEIL) 來做檢定，其計算方法如下：

$$THEIL = \frac{RMSE}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum y^2}}$$

RMSE：均方誤差

y：觀測值

n：觀測值數目

其中

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (y - y')^2}$$

y：觀測值

y'：預測值

n：預測值數目

當 THEIL 之值小於 0.55 時，模式之預測能力可視為良好 (黃，2002)。

(二) 誤差平方和

在模式預測正確性的估計方面，經常可使用誤差平方和 (Sum of Squares Error, SSE) 來加以判斷。當其值愈小時，表示預測值與觀測值間的離散程度愈小，即預測結果愈佳。其計算方法可用下列方程式來表示 (Zou, 2004)：

$$SSE = \sum (y - y')^2$$

y：觀測值

y'：預測值

(三) 平均絕對誤差百分比

在進行模式正確性比較時，可採用平均絕對誤差百分比 (Mean Absolute Percentage Error, MAPE) 來作為評判的標準 (Bolger, 2004)，當其值愈小時，表示預測值與觀測值間的誤差愈小，結果也愈好 (蔡，2001)。其計算方法可用下式來表示：

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{y - y'}{y} \right| \times 100\%$$

y：觀測值

y'：預測值

n：預測值數目

其評估準則如表 1 所示。

表 1. MAPE 預測準確度之評估標準
Table 1. Standards of predictive accuracy for MAPE.

MAPE	預測能力
<10%	高精確度
10%~20%	良好
20%~50%	合理
>50%	不正確

資料來源：黃，2002。

研究方法

降低模式預測誤差一直是模式預測相關研究的主題之一 (Franses, 2005)，而本研究主要是以不同的預測時距單位進行預測，藉由產生的結果來做校正與印證，證明預測模式必須考慮不同時節的變化 (Gardner Jr., 2002)。

本研究所使用的模式，不從事突然災變之預測，故預測時間的選擇均止於民國 88 年 5 月。原因在於避開發生於 88 年 9 月 21 日的 921 大地震，以免觀測值受到此次特殊地質變動事件的影響。至於大地震的影響程度與範圍，將留待後續研究中進行探討。因此，本研究是利用 72 年至 85 年的原始資料進行模式建立，其後，再利用 85 年至 88 年 5 月的資料逐步比較檢定。

預測方法是先選出傳統時間序列分析模式中對優養化趨勢預測精準度較高的方法，包括了 (1) 相加性模式中的虛擬變數法 (Dummy Variables Method)、(2) 考慮誤差影響的相加性模式法 (T+S+C+I) 及 (3) 不考慮誤差影響的相乘性模式法 (T×S) 三種，如圖 1 所示。其中，使用 T×S 法的原因為相乘性模式對誤差反應較為敏感，故採用不考慮誤差的模式 (陳，2004)。預測方法選定後，則以此三種方法為基準，做進一步的預測校正。

本研究選定五種時距 (三年、年、半年、

季、月) 進行模式預測，然因虛擬變數法在進行預測時，必須以「年」為基礎單位，故在五種時距中僅能作三年和年的預測。因此，三種預測方法可產生 12 組結果：

- (1) 虛擬變數法 — 三年、年。
- (2) T+S+C+I 法 — 三年、年、半年、季、月。
- (3) T×S 法 — 三年、年、半年、季、月。

一、虛擬變數法

利用迴歸分析法，以虛擬變數 (Dummy Variables) 來表示時間數列之季節變動。虛擬變數是由原本的定性變數分成兩個變數的意思，所以假設一個時間數列具有相加性季節變動之型態，即可表示為 (陳，1997a)：

$$Y = T + S + \varepsilon$$

Y：TSI 值

T：長期變動

S：季節變動

ε ：誤差

由於虛擬變數法在計算預測值時並不考慮誤差值的影響，因此在此計算方法為根據長年大甲溪長期水質監測資料所求出的 TSI 值，經過分析後，求得 T_t 與 S_t (陳，1999)，再代回原始方程式中，即可求得預測值，即

$$Y_t = T_t + S_t$$

二、T+S+C+I 法 (考慮變動誤差值)

將時間序列分析所求出的 C+I 值取平均，再代入原式即可求得預測值。

$$Y = T + S + C + I$$

三、T×S 法 (不考慮變動誤差值)

把經過時間序列分析後所求出的 T 與 S 值相乘，即可求出未來的預測值。

$$Y = T \times S$$

從先前的研究 (陳, 2005) 可知, 本研究所使用的模式, 在未進行校正且使用一次向前預測三年的預測法時, 虛擬變數法表現最佳, T×S 法次之, T+S+C+I 法再次之。因此, 爲了比較縮短預測時距的影響, 乃設定個別預測模式所使用的時距由三年開始, 再逐漸縮短爲年、半年、季與月, 然後再進一步利用誤差平方和、泰爾不等係數與平均絕對誤差百分比三種方法來評判預測時距對預測準確度的影響。

四、模式預測能力提升率

爲了便於觀察模式預測能力的提升率, 本研究採用不同時距計算前後之時間序列預測值來做比較。計算方法是以 SSE 檢定值爲基準, 採校正前後模式之 SSE 值的比值進行比較, 即

$$IR = \frac{SSE_1 - SSE_2}{SSE_1}$$

IR：模式預測能力提升率

SSE₁：未經時距校正模式之 SSE 檢定值

SSE₂：經時距校正模式之 SSE 檢定值

其中未經時距校正之預測值, 是採用未校正而一次向前預測 4 年的數據 (陳, 2005); 至於校正後的數值, 則是使用本研究中預測能力表現最好的部分, 即虛擬變數法中的年推測值, 以及 T+S+C+I 與 T×S 法中的月推測值。

結果與討論

一、模式模擬預測結果

(一) 虛擬變數法

虛擬變數法在進行預測時, 必須以年爲基礎單位, 故只能做「三年」和「年」的預測 (表 2)。若將表 2 的結果繪成趨勢圖 (圖 2), 由圖中可看出虛擬變數法之變化趨勢大體上較爲平緩, 無太大之變動起伏, 因此沒有特殊之時間變化趨勢。



圖 1. 研究方法樹狀圖

Figure 1. Overview of research method.

然而，若將圖 2 中時距三年與一年進行比較，可明顯看出，預測時距為三年時，變化趨勢較為平穩；預測時距為一年時，則有較大的變動。兩者相較之下，可知以「年」為時距時，其預測值與觀測值的變化趨勢較為吻合，亦即同為較大的變動趨勢。

另外，由圖 2 亦可以看出，自民國 86 年開始，以年和三年為時距的預測值有明顯的差異，開始產生分歧的變化情形。原因在於使用觀測值進行校正後，其對模式之影響於 86 年開始產生效應。至於預測值由 85 年 6 月開始計算，則是為了配合其他模式，便於在比較預測結果時，可以有相同的時間比較基準點。

若將圖 2 以年為單位分割成三等份進行討論時，可發現於第一年時，以「三年」為預測時距時，其預測值與觀測值變化趨勢較

為吻合；第二年則是兩種時距所產生的預測值與觀測值變化差異相似；至於第三年，明顯的是以「年」為預測時距時，較符合觀測值的變動情形。整體而言，仍以「年」為依據的預測值較接近觀測值的變化趨勢。

(二) T+S+C+I 法

使用 T+S+C+I 法分別作三年、年、半年、季、月等五個不同時距的預測結果如表 3 所示。若將表 3 中預測值與觀測值作圖 (圖 3)，依圖中所顯示的趨勢可看出以「三年」為時距的變動最大。推測原因，可能是以三年作為時距時，時距值最大，使得預測結果準確度較低，因此會有較大的變動。尤其在 87 年 5 月以後到 88 年初時變動最大；而以「年」為時距時，變動情形較以三年為時距時緩和，僅於 87 年底到 88 年這段時間變動較大。

表 2. 虛擬變數法不同時距之預測結果

Table 2. Prediction results of different time period for dummy method.

年 代	月 份	觀測值	預測值		年 代	月 份	觀測值	預測值	
			三年	年				三年	年
85	6		63.28174	63.28174	87	12		64.29593	47.97093
	7	58.94	59.89108	59.89108		1	28.50633	67.49449	55.42548
	8		62.78038	62.78038		2		64.89849	52.82839
	9	68.66	60.45473	60.45473		3		63.46946	54.30364
	10		62.78374	62.78374		4		64.56828	52.49600
	11	54.74	61.71360	61.71360		5	57.18630	64.10944	54.18971
86	12		63.43447	63.43447	6		65.00468	52.93022	
	1	65.03	66.63303	50.72239	7		61.61402	51.22459	
	2		64.03702	48.08872	8	44.97529	64.50332	52.42668	
	3	65.11	62.60799	48.62685	9		62.17767	52.24138	
	4		63.70681	47.68317	10		64.50667	52.42786	
	5	63.08	63.24797	48.59943	11	44.35216	63.43653	52.06099	
	6		64.14321	48.04423	12		65.15740	53.07641	
	7	58.82	60.75255	45.71775	88	1	45.16703	68.35596	48.77863
	8		63.64185	47.46753		2		65.75996	46.12118
	9		61.31620	47.24564		3		64.33093	47.53605
	10		63.64521	47.39555		4		65.42975	45.66805
11	54.6835	62.57507	46.99209	5		36.76282	64.97091	48.00745	

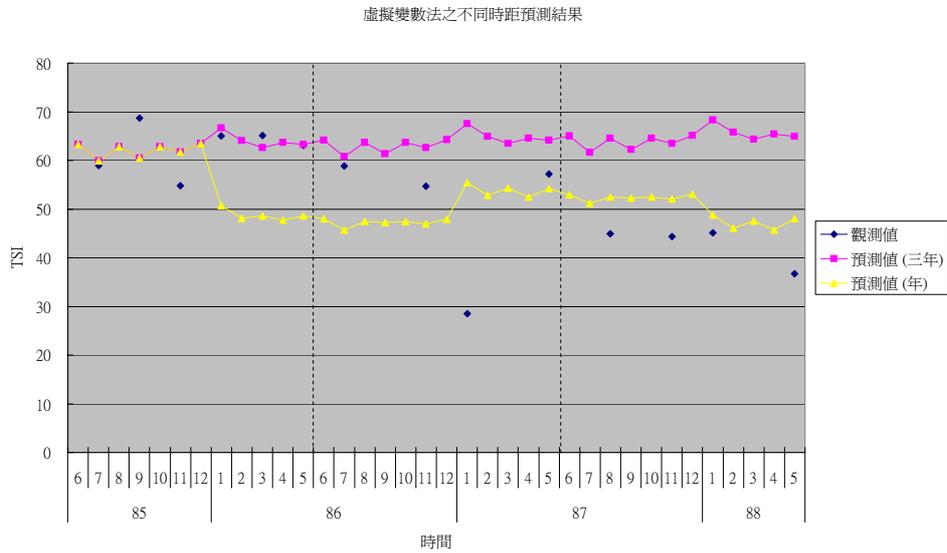


圖 2. 虛擬變數法不同時距預測值與觀測值之比較

Figure 2. Comparison between predictive and actual values for different time period in dummy method.

表 3. T+S+C+I 法不同時距之預測結果

Table 3. Prediction results of different time period for T+S+C+I method.

年代	月份	觀測值	預測值					
			三年	年	半年	季	月	
85	6		71.58320	71.65817	71.65817	71.65817	71.65817	
	7	58.94	72.39600	72.46297	72.46297	72.46297	72.46339	
	8		72.10880	72.17677	72.17677	72.17677	71.09072	
	9	68.66	66.83160	66.90757	66.90757	65.81236	65.75710	
	10		70.66440	70.73937	70.73937	69.63748	69.71716	
	11	54.74	57.18720	57.26017	57.26017	56.15061	56.29055	
	12		45.29000	45.36537	44.33093	44.35022	44.29650	
	86	1	65.03	54.15280	54.22377	52.52048	52.53978	53.21591
		2		41.77560	41.84857	40.80063	40.81993	41.42170
		3	65.11	62.19840	62.26837	61.90204	62.61560	62.50814
		4		66.97120	67.04717	65.98684	66.70465	66.71882
		5	63.08	73.19400	73.26597	71.48769	72.20977	72.22930
6			72.45680	71.76115	71.81466	71.83592	71.73679	
7		58.82	73.26960	71.75681	71.81049	71.83170	71.68446	
8			72.98240	72.27078	72.32464	72.34580	71.54463	
9			67.70520	67.22441	67.27844	66.27434	66.46519	
10			71.53800	70.82342	70.87761	70.09712	70.05980	
11		54.683	58.06080	57.28107	57.33543	56.55049	56.55020	
12			46.16360	45.43955	44.59823	44.62959	44.59188	
87	1	28.50633	55.02640	53.63082	54.02277	54.05413	54.07509	
	2		42.64920	41.91269	41.06129	41.09264	39.81014	
	3		63.07200	63.01581	62.50342	61.28300	61.24371	
	4		67.84480	67.10232	66.24085	65.01197	64.97256	
	5	57.1863	74.06760	72.60489	71.29276	70.05543	69.94661	
	6		73.33040	69.63662	69.66979	69.70614	69.67184	
	7		74.14320	68.90916	68.94229	68.97860	69.02302	
	8	44.97529	73.85600	70.11063	70.14372	70.17999	70.22433	
	9		68.57880	65.04644	65.0795	63.64461	63.83570	
	10		72.41160	68.62764	68.66066	67.44545	67.40838	
	11	44.35216	58.93440	55.89897	55.93196	54.70838	54.64873	
	12		47.03720	43.20815	41.37314	41.41349	41.37909	
88	1	45.16703	55.90000	52.61992	49.82745	49.86773	49.83325	
	2		43.52280	39.64566	37.78677	37.82698	37.63739	
	3		63.94560	61.07502	59.20420	59.08591	59.05287	
	4		68.71840	64.79967	62.91691	62.79676	62.76364	
	5	36.76282	74.94120	69.83881	68.21391	68.09188	67.98117	

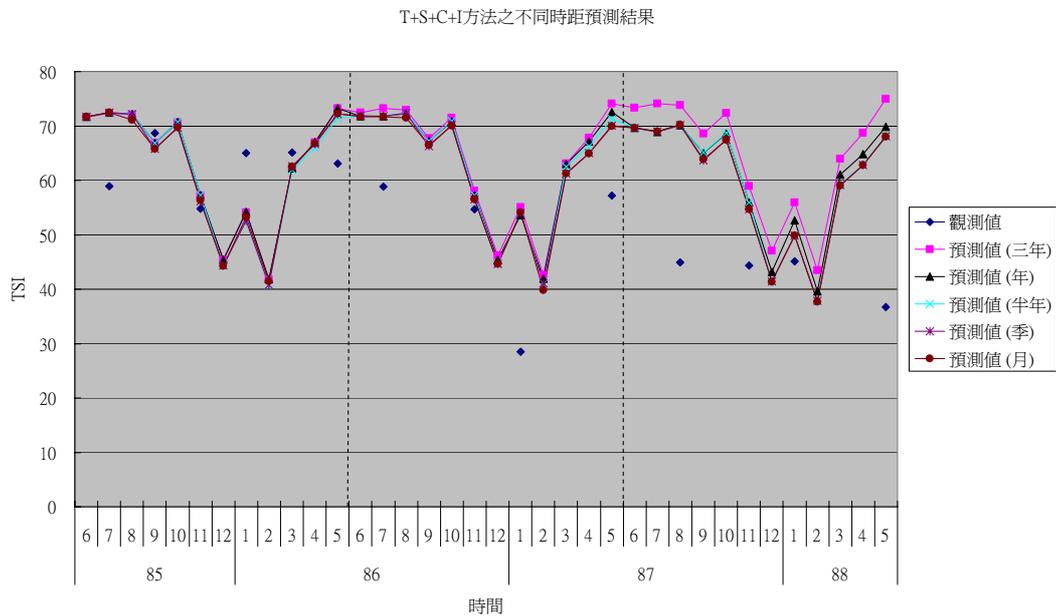


圖 3. T+S+C+I 法不同時距預測值與觀測值之比較

Figure 3. Comparison between predictive and actual values for different time period in T+S+C+I method.

另外，以半年、季與月三種時距為依據之預測結果均相當接近，變動情形均較以三年及年為時距之預測結果小，因此整體看來，當使用預測時距縮小時，變動情形會隨之趨緩，也比較符合觀測值的變化。

(三) T×S 法

將 T×S 法依照三年、年、半年、季和月等五個時距分別作出預測 (表 4) 後繪圖 (圖 4)，由圖中可明顯看出，與圖 2 有類似情形，亦即以三年作為預測時距時，其波動會最為明顯。同樣的，在 87 年 5 月到 88 年初這段時間的變動特別大。另外，當以半年、季與月作為預測時距時，三者結果亦十分接近，幾乎呈現相同的趨勢，表示當預測時距縮小至半年以下時，會有相近的預測結果。

二、模式檢定結果

(一) 泰爾不等係數法

一般預測結果檢定步驟之一，就是藉由

泰爾不等係數 (THEIL) 值來判斷模式預測能力是否落於合理範圍內。本研究三種模式經由 THEIL 檢定結果如表 5 所示。

當 THEIL 值小於 0.55 時表示模式預測能力良好(黃, 2002)，而由表 5 可知，所有預測結果 THEIL 值均符合，表示全部的預測結果均在合理範圍內，都屬於可接受的預測模式。

(二) 誤差平方和法

經過誤差平方和 (SSE) 計算後，每一種預測結果之檢定值如表 6 所示。由表中可知，隨著預測時距的縮短，SSE 值有逐漸減小的趨勢 (除了 T×S 法的「月」推測)，表示縮短預測時距有助於提升模式預測能力。其中仍以使用年為時距的虛擬變數法之預測結果最佳，SSE 值為 2021.83251 最小，所降低的誤差值亦最大，表示縮短時距的影響最為顯著。就整體而言，虛擬變數法表現最佳，T+S+C+I 法次之，T×S 法又次之。

表 4. T×S 法不同時距之預測結果

Table 4. Prediction results of different time period for T×S method.

年代	月份	觀測值	預測值					
			三年	年	半年	季	月	
85	6		71.26485	71.26485	71.26485	71.26485	71.26485	
	7	58.94	72.62225	72.62225	72.62225	72.62225	72.68596	
	8		72.81663	72.81663	72.81663	72.81663	72.44010	
	9	68.66	66.25664	66.25664	66.25664	65.80848	65.80648	
	10		70.19429	70.19429	70.19429	69.72595	69.85027	
	11	54.74	55.37394	55.37394	55.37394	54.98485	55.14344	
	12		42.12558	42.12558	41.97195	41.97449	41.97141	
	86	1	65.03	52.64705	52.64705	51.91204	51.91521	51.97337
		2		34.80337	34.80337	34.67138	34.67351	35.07177
		3	65.11	60.90384	60.90384	61.39740	62.10390	62.09567
		4		65.84799	65.84799	65.58512	66.34500	66.46788
		5	63.08	73.58673	73.58673	72.50004	73.34576	73.48310
6			72.10992	72.39316	72.41084	72.40960	72.40052	
7		58.82	73.48256	72.86276	72.88069	72.87943	72.74327	
8			73.67840	73.95420	73.97253	73.97124	73.26350	
9			67.04000	67.43735	67.45418	66.77442	66.76998	
10			71.02338	71.25702	71.27494	70.55267	70.54796	
11		54.683	56.02734	56.19001	56.20423	55.63154	55.66779	
12			42.62216	42.78630	42.35623	42.35938	42.35540	
87	1	28.50633	53.26705	52.92123	53.68147	53.68549	53.73748	
	2		35.21283	35.34672	34.98723	34.98988	34.35154	
	3		61.61968	62.59566	62.33265	61.19890	61.19170	
	4		66.62118	66.86761	66.17962	64.96704	64.95934	
	5	57.1863	74.44995	73.92049	72.61916	71.27888	71.17693	
	6		72.95498	70.45490	70.45651	70.45916	70.45411	
	7		74.34287	70.12165	70.12326	70.12591	70.25444	
	8	44.97529	74.54016	71.93602	71.93769	71.94042	72.07225	
	9		67.82335	65.57968	65.58121	64.67645	64.66858	
	10		71.85247	69.27586	69.27748	68.31421	68.30583	
	11	44.35216	56.68074	55.56874	55.57005	54.79134	54.74875	
	12		43.11874	41.57482	40.63494	40.63378	40.62982	
88	1	45.16703	53.88706	52.68046	50.12504	50.12360	50.11868	
	2		35.62230	34.32789	33.54077	33.53979	33.46690	
	3		62.33551	61.14564	59.73376	59.60617	59.60046	
	4		67.39437	64.90628	63.39714	63.25991	63.25381	
	5	36.76282	75.31316	71.20759	70.00735	69.85383	69.82917	

TXS方法之不同時距預測結果

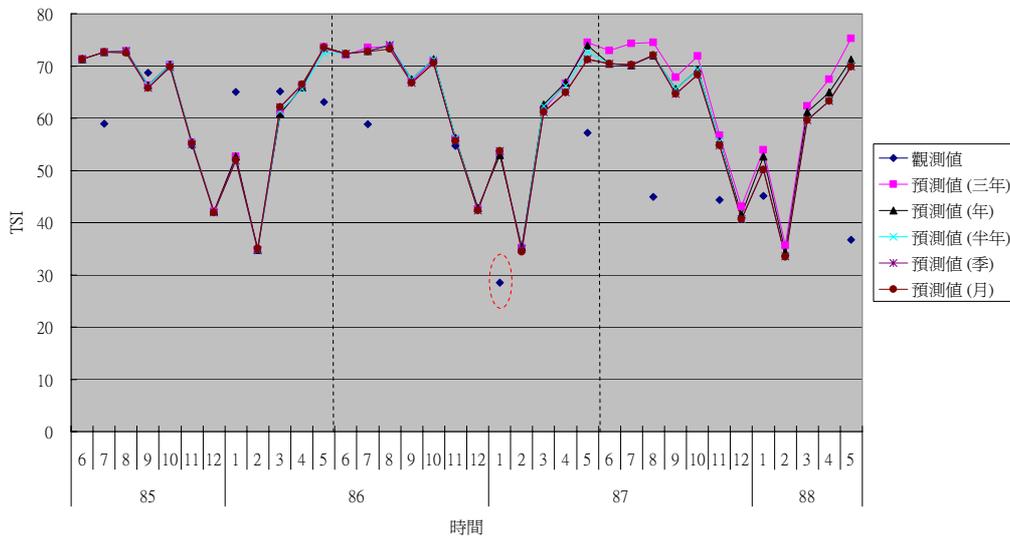


圖 4. T×S 法不同時距預測值與觀測值之比較

Figure 4. Comparison between predictive and actual values for different time period in T×S method.

表 5. 泰爾不等係數 (THEIL) 檢定結果

Table 5. Evaluation results of THEIL.

預測方法	預測時距	THEIL 檢定	THEIL < 0.55
虛擬變數法	三年	0.30397	ok
	年	0.22060	ok
T+S+C+I法	三年	0.31974	ok
	年	0.28517	ok
	半年	0.27900	ok
	季	0.27648	ok
	月	0.27532	ok
T×S 法	三年	0.31761	ok
	年	0.29624	ok
	半年	0.29118	ok
	季	0.28894	ok
	月	0.28910	ok

表 6. 誤差平方和 (SSE) 檢定結果

Table 6. Evaluation results of SSE.

預測方法	預測時距	SSE 檢定
虛擬變數法	三年	3838.71814
	年	2021.83251
T+S+C+I 法	三年	4247.49164
	年	3378.65805
	半年	3234.06027
	季	3175.77928
	月	3149.22346
T×S 法	三年	4190.96909
	年	3645.97907
	半年	3522.55243
	季	3468.64977
	月	3472.45493

關於 T×S 法中，當以「月」為預測時距時所出現不符合整體趨勢的情形，推測原因為預測所採用的時距越短，其校正計算之次數就越多，致使 SSE 值會隨時距的縮短而減小。至於 T×S 法的月推測 SSE 值，相較於其季推測值，反而是增大，不符合其他的趨勢。原因可能在於一些離群值 (Outlier) 的影響，致使該月份誤差平方值增加許多，故 SSE 值相對增大。由此可見，採用時距為月時，才能察覺出月變化的影響；另外，也因為相乘模式的敏感度較高，所以使用 T×S 法預測時，會出現特殊變化的地方。

(三) 平均絕對誤差百分比法之檢定

藉由平均絕對誤差百分比 (MAPE) 檢定法檢定各項預測結果如表 7 所示。由表中可知，隨著預測時距的縮短，每種預測方法之 MAPE 值亦有逐漸減少的趨勢，代表預測之時距越短，模式預測的結果越準確，誤差值越小。其中仍以「年」為時距的虛擬變數法之誤差值最小，為 21.79%；至於 T+S+C+I 與 T×S 法則相差不大，但整體而言，兩者中仍以 T+S+C+I 法表現較佳。

另外，T×S 法在月推測時，誤差值不減反增的現象，推測原因，可能是月推測時，受到特殊月觀測值（也就是離群值）的影響，而造成 MAPE 值在計算時略為提升，導致誤差有增無減的情形。

三、綜合討論

(一) 時距比較

比較結果顯示，當以「年」為預測時距時，由於無法反映出季與月之變化所造成的影響，因此會產生較大的波動趨勢，以致於預測結果較差。

至於其他三種時距（半年、季與月）所得到的結果則十分接近，都具有相似的趨勢。表示當預測時距縮減至半年以下時，就可以接近準確的預測，而其中又以「月」為時距

時，有最佳的預測結果。當然，在不同領域中有可能存在相反的結果，例如：蔡 (2004) 進行匯率報酬率之時間序列預測研究，就發現在越長期的波動之下，模式預測能力越好。

另外，值得一提的是，因為 T+S+C+I 與 T×S 法均經過移動平均法來估計序列的趨勢，藉此使序列更加平滑且更具方向性 (邱，2004)，因此，其預測結果都具有週期性的變化趨勢，符合優養化之變化情形。

表 7. 平均絕對誤差百分比 (MAPE) 檢定結果

Table 7. Evaluation results of MAPE.

預測方法	預測時距	MAPE 檢定
虛擬變數法	三年	29.57%
	年	21.79%
T+S+C+I 法	三年	31.80%
	年	28.39%
	半年	27.62%
	季	27.13%
	月	27.04%
T×S 法	三年	30.87%
	年	29.08%
	半年	28.38%
	季	28.00%
	月	28.03%

(二) 模式比較

若僅比較預測時距為三年和年之結果，則每一種檢定法均顯示出虛擬變數法有最好的預測結果 (表 5 ~ 表 7)。

若考慮五種時距時，由 SSE 值計算結果 (表 6) 可知，T+S+C+I 法經過不同時距計算

後，其 SSE 值均小於 T×S 法所計算的結果，顯示出 T×S 法的敏感度較高，對於變動的反應較強，所以會使其 SSE 值較 T+S+C+I 法為大。另外，由 MAPE 檢定結果 (表 7) 顯示，T + S + C + I 法預測結果與觀測值間的誤差較 T × S 法為小。

(三) 檢定法比較

經過 THEIL 值的二分法，我們可先去除預測能力不佳的模式，而本研究所選用的三種預測模式均通過此檢定。然而經過 SSE 的檢定後，我們可以知道，隨著預測時距的縮小，SSE 值有降低的趨勢，顯示出縮短時距會減少誤差因子。此外，MAPE 檢定亦發現類似結果，也就是當預測時距縮小時，其數值亦隨之縮小，預測誤差值會越小。

經過以上三種檢定法檢定後，我們發現當預測時距逐漸縮短時，預測結果會越佳，模式表現會越好 (Wang, 2004)。表示經過越多次的模式校正，預測準確度會更加提升。同時亦證明了考慮較短時距的變化，將可減少預測誤差 (Diewert, 2004)。此外，在本研究中也發現 T+S+C+I 法的預測結果表現比 T×S 法來得佳。

(四) 模式預測提升率

本研究希望藉由時距校正前後 SSE 檢定值之比較，來看出模式整體預測能力提升的程度。經由計算後整理如表 8 所示，由表 8 可看出，虛擬變數法之提升率最高，達到 51.41%；T+S+C+I 法次之，達 28.60%；最後才是 T×S 法，為 20.68%。

由此可知，虛擬變數法之預測能力提升最多，同時也是本研究預測能力表現最佳的方法。此外，就整體而言，三種方法的預測能力均能達 20% 以上，表示使用不同時距的模式校正方法，能有效提升模式的預測能力。

表 8. 模式預測能力之提升率

Table 8. Improving rate of modelling predictive ability.

預測方法	SSE ₁	SSE ₂	預測能力提升率
虛擬變數法	4160.96900	2021.83251	51.41%
T+S+C+I 法	4410.80600	3149.22346	28.60%
T×S 法	4377.71067	3472.45493	20.68%

結論與建議

近年來模式預測正確性之研究課題逐漸受到重視，而其中之一就是預測時距的討論 (Corradi, 2004)。本研究採用三年、年、半年、季與月等五個時間距離來進行預測工作，發現所採取的時距越短，預測結果越佳，亦即當模式採取「月」作為預測時距時，可以得到最接近觀測值的預測結果。

在本研所採用的三種時間序列模式中，仍以虛擬變數模式預測結果最為理想，而當縮短時距時，其模式準確度亦提升最為明顯。可是，因其模式計算方法所限，最短時距僅能達到「年」，限制了它進一步的發展。至於另外兩種模式，比較結果顯示，加法模式較相乘性模式預測結果佳。然而，因相乘性模式對於趨勢變動的敏感度較高，可用來尋找可能是離群值之觀測值，作為進一步探討與檢驗觀測值正確性的依據。

此外，本研究亦發現，藉由縮短預測時距的方法，可提升模式的預測能力，進一步降低預測誤差，有助於優養化預測模式的校正研究。然而，若以 MAPE 檢定法來觀察其預測能力，則仍未能達高準確度的範圍，表示尚有其他機制影響模式之預測能力。因此，冀望日後能藉由更深入的探討與研究，使其預測能力更加提升。

經過模式預測提升率之比較後，可發現虛擬變數法之提升率最高，達 51.41%，而 T+S+C+I 與 T×S 法亦有 28.60%及 20.68%，

表示使用縮短時距的校正法對這些模式的預測能力有所幫助。另外，虛擬變數法雖然只能縮短到年的時距，然而提升率卻比其他兩種方法高出一倍左右，因此建議在使用虛擬變數法進行預測時，最好能每年進行校正的動作。

參考文獻

1. 吳仁杰 (2003)「時間序列及橫斷面評價模式應用之比較」，碩士論文，中原大學。
2. 邱乙哲 (2004)「結構性時間序列在匯率分析的應用」，碩士論文，銘傳大學。
3. 林昭映 (2004)「以水質自動監測系統與統計方法分析日月潭水庫之水質變化趨勢」，碩士論文，大葉大學。
4. 陳伶姮 (2000a)「河川旬流量時間序列研究 — 以石門水庫入流量為例」，碩士論文，海洋大學。
5. 陳登源、楊錦洲、林茂文、蔡豐清 (1997a)「管理數學」，國立空中大學發行，台北縣。
6. 陳鴻烈、鄭慧玲 (1997b)「台中縣政府大甲溪及德基水庫水質監測研究方案」，台中縣環境保護局委託研究計畫，pp.94~117。
7. 陳鴻烈、鄭慧玲 (1998)「水庫優養化之時間數列分析研究」，水土保持學報，第三十卷，第四期，第 331~337 頁。
8. 陳鴻烈、梁家柱、王久泰、鄭慧玲 (1999)「利用相加性季節變動模式之德基水庫優

- 養化時間數列分析」，水土保持學報，第三十一卷，第三期，第 139~144 頁。
9. 陳鴻烈、梁家柱、王久泰、鄭慧玲 (2000b) 「以多變量統計主因子分析法探討德基水庫水質之變異性研究」，水土保持學報，第三十二卷，第一期，第 5~10 頁。
 10. 陳鴻烈、梁家柱、王久泰、鄭慧玲 (2000c) 「德基水庫優養化之空間分析研究」，水土保持學報，第三十二卷，第三期，第 117~124 頁。
 11. 陳鴻烈、梁家柱、羅惠芬、鄭慧玲 (2004) 「水庫優養化時間序列模式分析之比較研究」，水土保持學報，第三十六卷，第二期，第 169~178 頁。
 12. 陳鴻烈、蔡大偉 (2005) 「不同模式之預測能力研究」，水土保持學報，第三十七卷，第二期。
 13. 黃意茹 (2002) 「都市綠覆率與氣溫之相關研究~衛星影像類神經網路分類法之應用」，碩士論文，逢甲大學。
 14. 湯健文 (2003) 「類神經網路於因果關係模型與時間數列模型之應用」，碩士論文，中華大學。
 15. 經濟部水利署德基水庫集水區管理委員會(1983~1996) 「德基水庫集水區整體治理計畫水質監測與管理模式研究」。
 16. 蔡裕春 (2001) 「台灣地區營造工程物價指數預測之研究~以類神經網路與 ARIMA 模式」，碩士論文，輔仁大學。
 17. 蔡志宏 (2004) 「匯率預測模型之檢測——結合時間序列與總體經濟模型」，碩士論文，暨南國際大學。
 18. Bolger, F. and D. Onkal-Atay (2004) "The Effects of Feedback on Judgmental Interval Predictions", *International Journal of Forecasting*, Vol.20, pp.29~39.
 19. Corradi, V. and N. R. Swanson (2004) "Some Recent Developments in Predictive Accuracy Testing with Nested Models and (Generic) Nonlinear Alternatives", *International Journal of Forecasting*, Vol.20, pp.185~199.
 20. de Gooijer, J. G., A. Vidiella-i-Anguera (2004) "Forecasting Threshold Cointegrated Systems", *International Journal of Forecasting*, Vol.20, pp.237~253.
 21. Diewert, W. E., W. F. Alterman and R. C. Feenstra (2004) "Time Series Versus Index Number Methods of Seasonal Adjustment", Discussion Paper No.04-06, The University of British Columbia Vancouver, Canada.
 22. Franses, P. H. and D. van Dijk (2005) "The Forecasting Performance of Various Models for Seasonality and Nonlinearity for Quarterly Industrial Production", *International Journal of Forecasting*, Vol.21, pp.87~102.
 23. Gardner Jr., E. S., J. Diaz-Saiz (2002) "Seasonal Adjustment of Inventory Demand Series: A Case Study", *International Journal of Forecasting*, Vol.18, pp.117~123.
 24. Lawrence, M. and M. O'Connor (2005) "Judgmental Forecasting in The Presence of Loss Functions", *International Journal of Forecasting*, Vol.21, pp.3~14.
 25. Wang, Z. and D. A. Bessler (2004) "Forecasting Performance of Multivariate Time Series Models with Full and Reduced Rank: An Empirical Examination", *International Journal of Forecasting*, Vol.20, pp.683~695.
 26. Zou, H., Y. Yang (2004) "Combining Time Series for Forecasting", *International Journal of Forecasting*, Vol.20, pp.69~84.

水土保持學報 37(3) : 237-250 (2005)

Journal of Soil and Water Conservation, 37(3) : 237-250 (2005)

93 年 06 月 30 日 收稿

93 年 08 月 01 日 修改

93 年 08 月 09 日 接受